

ECOLOGIE

Metodologii pentru studii ecologice



UNIVERSITATEA "OVIDIUS" CONSTANȚA

MARIAN-TRAIAN GOMOIU

MARIUS SKOLKA

ECOLOGIE

METODOLOGII PENTRU STUDII ECOLOGICE

CONSTANȚA 2001

Centrul de Informare, Educație
și Recursuri Juriu Maria Neagră
C. I. E. R.
BIBLIOTECĂ

C U P R I N S

	Pag.
Introducere	1
1. Metode de înregistrare a factorilor de mediu – temperatura, umiditate, presiune, lumina, O₂, vant, valuri, turbiditate a apei, pH.	2
1.1. Instrucțiuni generale pentru lucrările practice	2
1.2. Descrierea generală a habitatului	3
1.3. Stabilirea poziției zonei de prelevare a probei	3
1.3.1. Rețeaua U.T.M. (Universal Transverse Mercator)	4
1.3.2. Ridicarea schitelor prin metoda triangulației	4
1.3.3. Observarea și înregistrarea factorilor abiotici	5
1.3.4. Delimitarea comunităților	6
1.3.5. Structura solului	7
1.3.6. Modul de achiziție a datelor în ecologie	7
1.3.7. Date utile și exemple de fișe de observații necesare în lucrările practice de ecologie	8
2. Metode de capturare. Tipuri de capcane	16
2.1. Tehnici și reguli de colectare	16
2.2. Condiționarea probelor	16
2.3. Colectarea probelor în mediul acvatic	20
2.3.1. Colectarea probelor de plancton	21
2.3.2. Colectarea probelor de bentos	22
2.3.2.1. Colectarea faunei bentale mărunte	22
2.3.2.2. Colectorul Surber	23
2.3.2.3. Pâlnia Baerman	23
2.3.2.4. Extractorul cu nisip	23
2.4. Colectarea probelor în mediul terestru	23
2.4.1. Metoda pătratului de probă	23
2.4.2. Problema suprafeței minime	24
2.4.3. Capcane de sucțune	24
2.4.4. Capcane de tip rotativ	24
2.4.5. Colectarea insectelor și acarienilor de pe plante	25
2.4.6. Metodele chimice	25
2.4.7. Metode mecanice	25
2.4.8. Spălarea	25
2.4.9. Colectarea în stratul ierbos	25
2.4.10. Colectarea faunei de frunză cu ajutorul aparatului Tulgren	26
2.4.11. Colectarea insectelor miniere	26
2.4.12. Metode bazate pe folosirea razelor X	26
2.4.13. Colectarea ectoparaziților la păsări și mamifere	26
2.4.14. Capcane speciale pentru anumite tipuri de organisme	26
2.4.14.1. Capcane pentru necrofagi și coprofagi	27
2.4.14.2. Capcane pentru insectele fitofage care trăiesc în copaci	27

2.4.14.3. Capcane cu fructe în descompunere	27
2.4.15. Extragerea de probe cu ajutorul electricității	27
2.5. Capcane luminoase	27
3. Intocmirea tabelelor și a graficelor	29
3.1. Intocmirea tabelelor	29
3.2. Intocmirea graficelor. Diagrame de împrăștiere	30
3.3. Reguli de analiză ecologică	31
4. Climograme. Bioclimograme	33
4.1. Climograma Bremer	33
4.2. Climograma Farmazov	34
4.3. Climograma Böhl – Cook	34
4.4. Bioclimograme	35
4.5. Diagrame TS	36
5. Analiza datelor	39
5.1. Parametri analitici	39
5.1.1. Acoperirea	39
5.1.2. Sociabilitatea	40
5.1.3. Coeficientul de biomasă	40
5.1.4. Coeficientul de reproducere	41
5.1.5. Densitatea reproducerei	41
5.1.6. Indicele de diversitate al lui Margalef	42
5.1.7. Numărul de specii	42
5.1.8. Frecvența	42
5.1.9. Coeficientul Q	42
6. Analiza statistică a datelor	43
6.1. Fișă statistică. Modul de alcătuire a fișei statisticice	43
6.2. Stabilirea numărului de clase și a intervalului de clasă	45
6.3. Indicatori ai localizării valorilor unui sir de date (indici cantitativi)	46
6.3.1. Valorile extreme	46
6.3.2. Media aritmetică	46
6.3.3. Mediana	46
6.3.4. Moda	46
6.3.5. Quartilele	47
6.3.6. Decilele	47
6.3.7. Centilele	47
6.3.8. Cuantilele de ordin m	47
6.3.9. Tipuri de distribuție	47
6.4. Indicatori calitativi ai gradului de împrăștiere	49
6.4.1. Amplitudinea	49
6.4.2. Interquartila	49
6.5. Indicatori de împrăștiere legați de medie	49
6.5.1. Varianța	49
6.5.2. Deviația standard	50
6.5.3. Coeficientul de variație	50
6.5.4. Eroarea standard a mediei	50
6.5.5. Coeficientul de precizie	51
6.5.5. Testarea diferenței dintre medii	51
7. Metode de apreciere a corelației	53
7.1. Generalități privind metodele de analiza a corelației	53
7.2. Analiza corelațiilor dintre caractere	53

7.2.1. Corelația prin raportare	55
7.2.2. Indicele gonadal	56
7.2.3. Coeficientul allometric	56
7.2.4. Corelația rangurilor	56
7.2.5. Corelația produs-moment	60
8. Analiza sinecologică	62
8.1. Indici ecologici analitici	62
8.1.1. Abundența	62
8.1.2. Dominanța	63
8.1.3. Constanta (Frecvența)	64
8.1.4. Fidelitatea	64
8.2. Indicatori ecologici sintetici	65
8.2.1. Coeficientul de similitudine ecologică	65
8.2.2. Indicele de semnificație ecologică	65
8.2.3. Indicele de afinitate cenotică	66
8.2.4. Indicele Naughton - Wolf	66
9. Alte metode de analiză a corelației la nivelul grupărilor de specii	72
9.1. Indici de analiză ai semnificației ecologice	72
9.1.1. Coeficientul de prezență al lui Gleimarec	72
9.1.2. Indicele Smurov	73
9.1.3. Gradul de predominanță numerică a probelor exprimat ca procentaj al redundanței	73
9.2. Indici de analiză a afinității cenotice	74
9.2.1. Coeficientul contingenței probabilității medii pătrate	74
9.2.2. Coeficientul lui Yule	75
9.2.3. Coeficientul de asociere interspecifică	75
9.2.4. Indicele lui Fager	75
9.2.5. Proporția în care indivizii a două specii apar împreună	76
9.2.6. Coeficientul de asociere interspecifică parțială	76
9.2.7. Coeficientul de asociere Fager – McGowan	77
9.2.8. Coeficientul Φ al lui Boudouresque	77
9.3. Indici de analiză a similarității dintre probe	78
9.3.1. Coeficienți binari	78
9.3.2. Indicele Gruia	79
9.3.3. Indicele Onicescu	80
9.4. Coeficienti ai "distanței" dintre asociații	80
9.4.1. Distanța euclidiană	80
9.4.2. Metoda Bray-Curtis	82
9.4.3. Coeficientul Canberra Metric	82
9.5. Alte tipuri de coeficienți de corelație	83
9.5.1. Coeficientul de corelație procentuală - indicele Renkonen	83
9.5.2. Indicele de similaritate To	84
9.6. Coeficienti de corelație proveniți din teoria informației	84
9.6.1. Indicele de corelație Morisita	84
9.6.2. Indicele de corelație al lui Horn	85
9.7. Indicele chi pătrat (χ^2)	87
9.7.1. Folosirea testului χ^2 pentru aprecierea corelației. Determinarea gradului de asociere cu ajutorul testelor de independență.	89
10. Estimarea efectivelor populațiilor	94
10.1. Metoda pătratului de probă	94
10.2. Metode de capturare - marcare - recapturare	95

10.3. Metoda indicelui Lincoln	95
10.4. Metoda triplei capturi a lui Bailey	97
10.5. Metoda capturilor pe unitate de efort egal	99
11. Dispersia populațiilor	103
11.1. Estimarea dispersiei prin raportul varianță / medie	103
11.2. Estimarea tipului de dispersie prin metoda comparării frecvențelor observate cu cele calculate teoretice prin distribuția Poisson	109
11.3. Testarea distribuției Poisson	111
11.4. Alte metode de estimare a dispersiei:	112
11.4.1. Metoda liniei transecte	112
11.4.2. Metoda distanței între indivizi	112
11.4.3. Metoda ratei distanței de la punct la plantă	112
12. Interacțiunea pradă - prădător	114
13. Diversitatea ecologică	116
13.1. Diversitatea α	117
13.1.1. Bogăția de specii - diversitatea speciilor. Metode de analiză a bogăției de specii	117
13.1.1.1. Indicele k	117
13.1.1.2. Indicele d	118
13.1.1.3. Indicele Fisher, Corbet, Williams	118
13.1.1.4. Indicele Margalef	118
13.1.1.5. Indicele Menhinick	119
13.1.2. Heterogenitatea - Metode de analiză a heterogenității	119
13.1.2.1. Indicele Simpson	119
13.1.2.2. Indicele diversității α	120
13.1.2.3. Indicele Brillouin	120
13.1.2.4. Indicele de heterogenitate al lui Margalef	120
13.1.3. Echitabilitatea	120
13.1.3.1. Indicele Shannon-Wiener	121
13.1.3.2. Diversitatea maximală	122
13.1.3.3. Diversitatea relativă	122
13.1.3.4. Diversitatea relativă (echitabilitatea)	122
13.1.3.5. Diversitatea teoretică	122
13.1.3.6. Indicele Oltean	125
13.1.4. Folosirea biomasei în analiza diversității	127
13.1.5. Compararea secențială	127
13.2. Diversitatea β	128
13.2.1. Indicele Whittaker	128
13.2.2. Indicele Cody	129
13.2.3. Indicele Wilson - Shmida	129
13.2.4. Indicii Routledge	129
13.2.5. Metoda rarefației	131
13.2.6. Estimarea tip jackknife	132
13.3. Diversitatea γ	134
14. Studiul nișei ecologice	138
14.1. Gradul de acoperire al nișei ecologice.	138
14.1.1. Mărimea nișei ecologice	138
14.1.1.1. Metoda celor mai frecvent utilizate resurse	139
14.1.1.2. Metoda Levins-Hurlbert	139
14.1.1.3. Indicele Berger - Parker	141
14.1.1.4. Metoda Shannon-Wiener	141

14.1.1.5. Indicele Smith	142
14.1.1.6. Metoda lui Heyer	143
14.2. Estimarea gradului de suprapunere al nișelor ecologice	143
14.2.1. Indicele MacArthur - Levins	144
14.2.2. Indicele Pianka	144
14.2.3. Indicele Renkonen sau metoda procentului de suprapunere a nișelor	144
14.2.4. Indicele Morisita	145
14.2.5. Indicele Morisita-Horn	145
14.2.6. Indicele Horn	146
14.2.7. Indicele Hurlbert	146
14.3. Analiza preferinței față de hrana	147
14.3.1. Procentul trofic	148
14.3.2. Indicele de electivitate	148
14.3.3. Indicele Murdoch	148
14.3.4. Coeficienții de preferință	149
14.3.5. Indicele Alpha a lui Manly	150
14.3.6. Rangul preferințelor față de resurse	151
14.3.7. Indicele Rodgers	154
15. Tabele de viață	156
16. Bioritmuri	161
16.1. Reprezentarea bioritmurilor	162
16.2. Modele pentru construirea bioritmogramelor la animale	162
16.3. Bioritmul uman	163
16.3.1. Bioritmul fizic	164
16.3.2. Bioritmul psihic	164
16.3.3. Bioritmul intelectual	164
16.3.4. Zilele critice	164
16.3.5. Coeficientul bioritmic global	165
Bibliografie	167

920
be
n

Introducere

Prezentul volum de “Metodologii pentru studii ecologice” a fost editat în principal cu scopul de a facilita realizarea lucrărilor practice la cursurile de “Ecologie Generală”, “Sisteme supraindividuale” sau “Structura și funcționarea ecosistemelor marine și costiere” din programa analitică a anilor III de la specializările Biologie, Ecologie și Protecția Mediului și respectiv a anului de masterat în domeniul Biotehnicii și ecotehnicii marine și costiere din cadrul Facultății de Științe ale Naturii a Universității “Ovidius” Constanța.

În egală măsură, volumul “Metodologii pentru studii ecologice” se adresează și tinerilor cercetători, doctoranzi la specializarea Ecologie și Protecția Mediului de la Universitatea “Ovidius” – ca instituție organizatoare de doctorat.

Acest ghid metodologic este realizat pe baza experienței căpătată în mai bine de un deceniu în predarea cursurilor de ecologie generic numite, și a rezultatelor obținute în urma evaluării lucrărilor practice aferente prelegerilor și ale tezelor de licență.

O serie de metode prezentate în volum au fost deja experimentate de-a lungul anilor, iar altele așteaptă să fie însuși aplicate în viitor, nu numai în cadrul lucrărilor practice ci și în lucrările științifice sau cele de licență.

Am dorit să realizăm o lucrare cu dublu caracter – didactic și științific, care să suplimeasă într-o oarecare măsură sărăcia literaturii specializate în domeniu, mai ales la noi în țară.

Volumul este structurat pe 16 capituloare mari care cuprind numeroase și diverse noțiuni practice pornind de la metodele de observare și înregistrare a factorilor de mediu în teren, metodele de colectare a probelor și terminând cu procesarea și analiza datelor. Prezentarea metodelor se face, de regulă, cu exemple luate din ecosistemele ce caracterizează zona costieră românească a Mării Negre și din Dobrogea, acestea având drept scop și familiarizarea studenților cu fauna, flora și condițiile specifice locale; unele dintre aceste aspecte pot fi luate în studiu pentru lucrările de licență. În text pot apărea unele repetări, acest aspect datorându-se utilizării în scopuri diferite a unor indici.

La sfârșitul lucrării a fost inclusă o bibliografie care deși deocamdată nu este reflectată în cuprins, orientează studenții asupra principalelor surse de informație pentru unele aspecte luate în discuție.

Sperăm ca o a doua ediție a lucrării să țină cont de observațiile studenților și colegilor, cărora le mulțumim anticipat.

Prof. univ. dr. M. – T. Gomoiu

1. METODE DE ÎNREGISTRARE A FACTORILOR DE MEDIU – TEMPERATURĂ, UMIDITATE, PRESIUNE, LUMINĂ, O₂, VÂNT, VALURI, TURBIDITATE A APEI, pH

1.1. Instrucțiuni generale pentru lucrările practice

Primele noțiuni în cadrul lucrărilor practice de ecologie se referă la modul general privind deplasarea pe teren pentru efectuarea de observații, măsurători și colectare de material.

Se impune ca aplicațiile pe teren să fie făcute imediat după deschiderea noului an universitar pentru a putea primi zilele frumoase de toamnă.

Deplasarea pe teren se va face în special pentru recunoașterea celor mai caracteristice ecosisteme naturale și antropizate din zonă, pe baza explicațiilor privind formele caracteristice și a diverselor probe colectate, probe ce se vor prelucra și vor sta la baza interpretării ulterioare a datelor.

Este recomandată vizita la o platformă meteorologică sau centru hidrometeorologic și cunoașterea directă a programului de observații și aparatura utilizată (anemometre, giruete de vânt, higrometru cu aspirație, barometru cu mercur, barograf, pluviometru, termometre de aer, apă, aer, sol, de minimă, de maximă, aneroid).

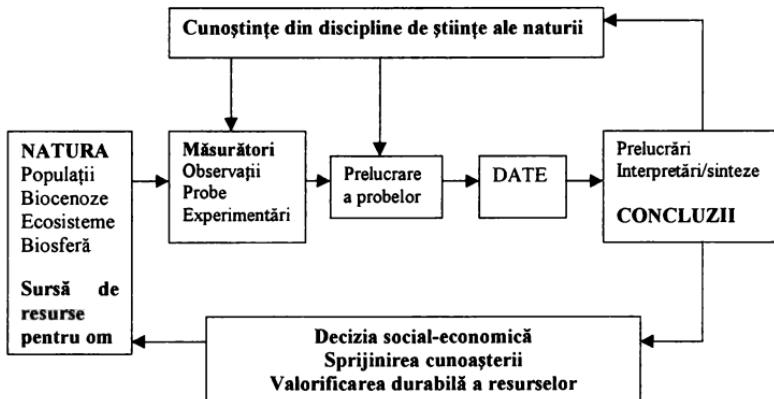


Figura 1.1. Diagrama fluxului cunoașterii ecologice și a valorificării durabile a resurselor.

Din materiile predate în primii doi ani de studii ecologul de orientare biologică trebuie să aibă noțiuni solide din următoarele domenii: microbiologie și/sau botanică sistematică și/sau zoologie sistematică. Aceste cunoștințe sunt necesare pentru a răspunde la întrebarea: cu ce specii avem de-a face? De asemenea, trebuie să posede noțiuni de statistică matematică pentru a putea prelucra datele obținute pe teren și în laborator, ca și noțiuni de informatică, iar operarea pe calculator este absolut necesară pentru a nu fi un analfabet informatic și a ține pasul cu epoca în care trăim.

Cunoștințele teoretice de ecologie sunt căpătate pas cu pas, la cursuri dar și în cadrul ședințelor de lucrări practice.

Studiind sistemele ecologice supraindividuale, ecologia ca știință a relațiilor reciproce dintre organisme și mediul lor de viață biotic și abiotic, știința cunoașterii structurii și funcționării naturii/ecosistemelor, știința mediului înconjurător, poate fi însușită, înțeleasă și aplicată prin mai mulți pași (Figura 1.1.). Valorificarea durabilă a resurselor se poate realiza doar pe baze ecologice.

1.2. Descrierea generală a habitatului

Definirea cu grijă a zonei ecologice de studiu în termeni ecologici trebuie să preceadă ca în orice program de cercetare colectarea organismelor din natură în diferite locuri. Simpla colectare de plante și animale are valoare doar pentru sistematicieni, nu și pentru ecologi, dacă nu este însușită de un set suficient de date care să permită o analiză completă a corelației dintre distribuția și abundența organismelor și parametrii fizico-chimici.

Redăm mai jos principalele aspecte ce trebuie înregistrate într-o fișă a stației (vezi modelele anexate):

1. Geografice și fiziografice:

- latitudinea și longitudinea și modul de determinare a stației de colectare;
- numele local al zonei;
- distanță și direcția față de cea mai apropiată localitate sau reper fiziografic care apare pe hărți;
- fiziografia generală a zonei: - tipul acvatic, terestru, zonă umedă, insulă,
- altitudine, expunere, pantă, adâncime, distanță de țărm.

2. Geologice:

- substrat
- tipul rocilor

3. Climatice:

- sezon;
- data, ora;
- temperatura
- lumina, cerul;
- vânt – viteză, direcție
- valuri – înălțime, direcție.

1.3. Stabilirea poziției zonei de prelevare a probei

In practica ecologică, poziționarea precisă a ariei în care au fost făcute observațiile are o importanță majoră. Adesea, unele particularități locale care influențează distribuția organismelor în mediu se pot explica numai în măsura în care poziția geografică, altitudinea, adâncimea etc. locului de unde provine proba sunt bine cunoscute.

Localizarea precisă a unui punct/stație și a topografiei sunt posibile prin utilizarea GPS (Global Positioning System – Sistemul Global de Poziționare) unde coordonatele sunt determinate prin triangulație din satelit. Totuși, principalele caracteristici morfometrice vor fi obținute cu o busolă simplă și o ruletă, dar cu precizie destul de redusă.

Batimetria unui bazin lacustru se determină cu destulă precizie prin înregistrarea contururilor fundului cu un sonar de precizie (sondă de adâncime) care trebuie purtat cu o viteză constantă pe linii/profile drepte pornind de la un punct de pe țărm, transversal pe suprafața lacului până la un punct de pe malul opus. Înregistrările continue pun în evidență neregularitățile contururilor fundului care pot fi cu ușurință corectate prin metode de sondare manuală.

1.3.1. Rețeaua U.T.M. (Universal Transverse Mercator)

Decupajele kilometrice U.T.M. pe elipsoidul internațional reprezintă o alternativă la rețelele geografice ce decupează în grade plecând de la meridianul de origine Greenwich, care în cazul ariilor mici nu se abat prea mult de la orientarea meridianelor și paralelor, având totodată suprafețe uniforme ca valoare.

Decupajul kilometric U.T.M. care s-a impus în biogeografia modernă în ultimii 50 de ani formează baza cartografică a numeroasei proiecte naționale și internaționale.

Pe cartajul U.T.M. România este proiectată pe trei zone de 6° longitudine alăturată (34 și 35) de o parte și de alta a meridianului 24° longitudine esteică. Partea de vest se încadrează între coloanele O-G și seriile P-U, iar partea de est a României între coloanele K-Q și seriile J-P. Ele reprezintă rețeaua de bază a pătratelor de 100×100 km, prin linii paralele orizontale și verticale, numerotate 0-9 de la stânga la dreapta și de jos în sus. La întărirea unei verticale cu orizontală se află pătratul de 10×10 km, în care este situat centrul de figură al unei localități sau stațiuni de cercetare. O legență simplă exprimă – printr-un cod alfa numeric – coordonatele punctului ce trebuie raportat/afișat sau cartografiat în rețeaua U.T.M. cu ochiuri având latura de 10 km.

Pentru exemplificare, prezentăm alăturat harta Dobrogei cu rețeaua U.T.M. aferentă (după Lehrer și Lehrer, 1990 – Planșa I)

1.3.2. Ridicarea schițelor prin metoda triangulației

In unele cazuri, este imperios necesară efectuarea unor schițe sau hărți pe teren pentru anumite zone studiate care nu apar pe hărți din cauza ariei reduse. Pentru aceasta, metoda clasică este cea a ridicării schițelor cu ajutorul triangulației. Utilizând această metodă, se pot schița cu maximă acuratețe conturul unei zone oarecare, inclusiv o baltă, un lac, o arie acoperită cu o anumită vegetație vizibilă. Pentru realizarea schițelor se procedează în modul următor.

Se alege o poziție cât mai dreaptă – marcată cu țăruși pe teren – pe conturul ariei ce trebuie schițată, care devine o linie de bază rezonabil de lungă – 30-60 m. Din capetele acestei linii de bază trebuie să se vadă bine toate punctele dispuse pe linia de contur. La capetele A și B ale acestei linii măsurate cu precizie se fixează pe trepiede planșete stabile în poziție orizontală. Cu ajutorul busolei se stabilește direcția N-S și se trasează pe hârtia de pe planșetă nordul magnetic. Una sau mai multe persoane poziționează apoi o stadiu sau o prăjină vopsită luminos, în mai multe poziții din jurul ariei care se ridică sau a malului lacului care se schtează. Distanța între poziții este dictată de configurația liniei conturului – cu cât este mai mic intervalul între punctele separate cu atât va fi mai mare precizia reprezentării liniei de contur. În fiecare poziție a mirei din cele două puncte ale liniei de bază se face câte o vizualizare. Pe planșetă, cu ajutorul unui ac cu gămălie se fixează punctele A și respectiv B ale capetelor liniei de bază. Cu ajutorul unei alidade sau a unui vizor confectionat manual (o cătare din fir de păr montată pe o riglă de plastic cu marginea dreaptă) se trage câte o linie dreaptă din punctul A pe liniile care vizează fiecare poziție a stadiului. Se repetă această operație pentru fiecare poziție.

In final, se desprind hârtiile pe care s-au traseat vizările din fiecare planșetă și se suprapun liniile de bază. Pe linia de bază se ajustează și se măsoară distanța pentru a stabili o scară convenabilă a hârtii. Perimetruul ariei vizate se poate determina ușor prin unirea punctelor unde liniile vizărilor se intersectează pe schitele suprapuse.

De reținut că poziția reperului fixat într-un punct nu trebuie să se schimbe la cele două vizări din punctele A și B de la capetele liniei de bază.

Materiale necesare: planșete cu trepied de fixare, hârtie bună, calc, ace cu gămălie, creioane, gumă; alătura sau vizor-cătare; riglă; rulote de 50 m; pari sau prăjină cu stegulete; busolă de cercetare sau militară; pentru lacuri - sondă pentru măsurarea adâncimii; barcă cu motor; sonar.

1.3.3. Observarea și înregistrarea factorilor abiotici

Biotorul cuprinde toți factorii abiotici (mecanici, fizici, chimici etc) și condițiile de mediu dintr-un ecosistem. Acești factori de o mare diversitate și variabilitate temporală și spațială au o deosebită importanță în determinarea abundenței și a distribuției spațiale a populațiilor și prin urmare acești factori trebuie măsurati și înregistrati.

Tabel 1.3. Aparate pentru înregistrarea factorilor abiotici

Factorii	Aparate de măsură	Observații
Pozitia geografică, altitudinea	GPS, altimetru	Planșa III
Intensitatea luminii	Luxmetru – celulă fotoelectrică sensibilă la lumină și un galvanometru	Ecosisteme terestre: loc deschis, umbră, la baza ierburilor, în exteriorul și interiorul pădurii, coronamentul unui arbore sau arbust; Ecosisteme acvatice: suprafața bazinului, la diferite adâncimi cu și fără vegetație etc.
Transparența apei	Discul Secchi	
Culoarea apei	Scară colorimetrică	Anexa 1
Starea suprafeței apei		Anexa 2, Anexa 3
Fluxul de radiații solare discrete	Actinometru	
Radiația solară globală (G), difuză (D), reflectată (R)	Actinometru și albedometru	Radiația directă și radiația difuză
Presiunea atmosferică	Barometru cu mercur, aneroid, hipsometru	
Viteza vântului	Anemometru (manual sau electronic)	Planșa IV
Temperatura	Termometre sau senzori electronicii	Planșa IV
Saturajia în vaporii de apă		Planșa IV
Norii – tip, - nebulozitate	Observații, vizuale, apreciere	Vezi planșă; Scară convențională: cer senin – 0, cer complet acoperit 8 – 10.
Ceață	Observații, vizuale, apreciere	
Vizibilitate	Observații, vizuale, apreciere	Anexa 4
Precipitații	Aprecieri, pluviometru	Ploaie, buruijă, zăpadă, lapovijă, grindină, măzăriche etc. Determinări cantitative

Grație progreselor tehnicii electronice și a miniaturizării aparatului ecologul are astăzi la dispoziție o serie de aparate portabile de mare preciu utilizate pe teren în ecosistemele terestre sau acvatice.

Esențial pentru caracterizarea oricărui habitat este înregistrarea factorilor cu influență directă asupra componentei vii, date care se notează în fișă specifică – exemple Anexa 5, Anexa 6.

1.3.4. Delimitarea comunităților

În mod frecvent zoologii delimită comunitățile prin referiri la plante sau la factorii de mediu. De fapt, covorul vegetal, a căruia structură este condiționată nemijlocit de factorii de mediu este cel care condiționează structura faunei dintr-o zonă sau altă, astfel încât caracterizarea vegetației unui habitat este absolut necesară.

Pe de altă parte, în mediul acvatic, structura asociațiilor de organisme este determinată de apă, considerată ca mediu de viață. În acest caz, pentru caracterizarea și delimitarea comunităților de organisme acvatice trebuie făcute precizări privind condițiile generale ale habitatului. Cea mai cunoscută clasificare a habitatelor este cea dată de Elton și Miller în 1954. În această clasificare, habitatele sunt grupate în modul următor:

A. Sistemul acvatic

Tipurile de formațiuni sunt clasificate după modelul de mai jos:

Mărimea habitatului / tipul	A Foarte mic/ mic	B Mediu	C Mare	D Foarte mare
Ape stagnante	Bălți temporare	Eleștee de 0,4 ha	Eleștee sau ieze de 40 ha	Lacuri sau mări
Ape lin curgătoare	Pârâu de șes	Canal Ape la malul râului	Curenți marini	Curenți marini
Ape curgătoare	Pârâu	Râu de câmpie	Fluviu mare de câmpie	Estuar fluvial
Ape cu curs rapid	Ape de șiroire	Torente mici Pâraie mici	Toreni sau pâraie mari	-
Căderi de apă	-	Stăvilar mic Cascadă	Stăvilar mare Cascadă medie	cascadă mare

B. Sistemul terestru

Formațiuni:

- Tipul de teren deschis – dacă există ceva plante dominante, acestea nu trebuie să aibă înălțimea mai mare de 15 cm.
- Tipul de câmpie – forma de viață dominantă coincide cu pătura lanului, cu înălțimea până la 2 m.
- Tipul cu tufișuri – forma dominantă de viață nu depășește stratul arbuștilor, înălțimea generală fiind nu mai mare de 7-6 m.
- Tipul de pădure – forma de viață dominantă este reprezentată de către copaci.
- Stratificarea verticală
- Subsol sau roci.
- Sol de suprafață.
- Zona terenului, incluzând vegetația cu creștere redusă, sub 15 cm.

- Bolta joasă – până la aproximativ 7-6 m.
- Bolta înaltă.
- Vegetația aeriană.

1.3.5. Structura solului

Textura solului ca și natura fundului și compoziția granulometrică a sedimentelor din ecosistemele acvatice reprezintă caracteristici ecologice importante în dezvoltarea unor populații. Astfel, cunoașterea texturii și a tipului de sol ca și a sedimentelor, poate oferi ecologului date importante pentru caracterizarea comunităților de organisme animale sau vegetale. Colectarea probelor pe teren se face cu diverse tipuri de carotiere – sonde sau direcți prin colectarea cu un hârlej. Probele de sol sau sedimentele se colectează pe orizonturi și se transportă în laborator în pungi de plastic sau conținere speciale. Pe teren se fac observații și aprecieri asupra tipului substratului. La sol umiditatea se apreciază calitativ după caracteristicile următoarei scări:

- Gradul 1: sol uscat, ce nu răcește mâinile. Nisipul curge, argila este uscată formând fragmente granuloase mari, care la soare se decolorează prin deshidratare.
- Gradul 2: sol cu aspect proaspăt, răcește ușor mâinile și se decolorează foarte puțin la soare.
- Gradul 3: sol umed, produce o sensibilă răcire a mâinilor și prin uscare se decolorează. Nisipul aderă puțin, argilele și nisipurile argiloase se leagă dar se crapă ușor.
- Gradul 4: sol umed ce încă nu lucește, dar la soare se decolorează puternic. La pipăit este rece și umed. Udă o hârtie cu care este atins și formează pete întunecate pe sedimetele prăfuite.
- Gradul 5: sol umed, care strălucește datorită acoperirii lui cu o peliculă de apă. Se caracterizează prin fluiditate, aproape "curge" și nu se leagă.

In cazul solului se mai poate aprecia aderența (puțin aderent - ușor, de aderență medie și puternic aderent - greu, în funcție de modul în care solul se lipește de lopată) și duritatea (foarte tare – nu se poate săpa, de duritate mijlocie, moale).

Sedimentele marine se descriu pe teren după aspectul lor:

- nisipuri fine, cuartos micacee (ca la Mamaia sau la nord de Constanța);
- nisipuri de granulație medie sau grosiere, cochiliere;
- nisipuri mâloase, mâluri nisipoase;
- mâluri de diferite tipuri;
- mâluri cu scrâdiș de moluște.

In laborator, probele de sol sunt supuse unui set întreg de analize specifice printre care se numără:

- analiza granulometrică (prin cernere/sitare sau pipetare);
- analiza geochemicală – proba totală sau pe fracțiuni granulometrice;
- analiza apei intersticiale.

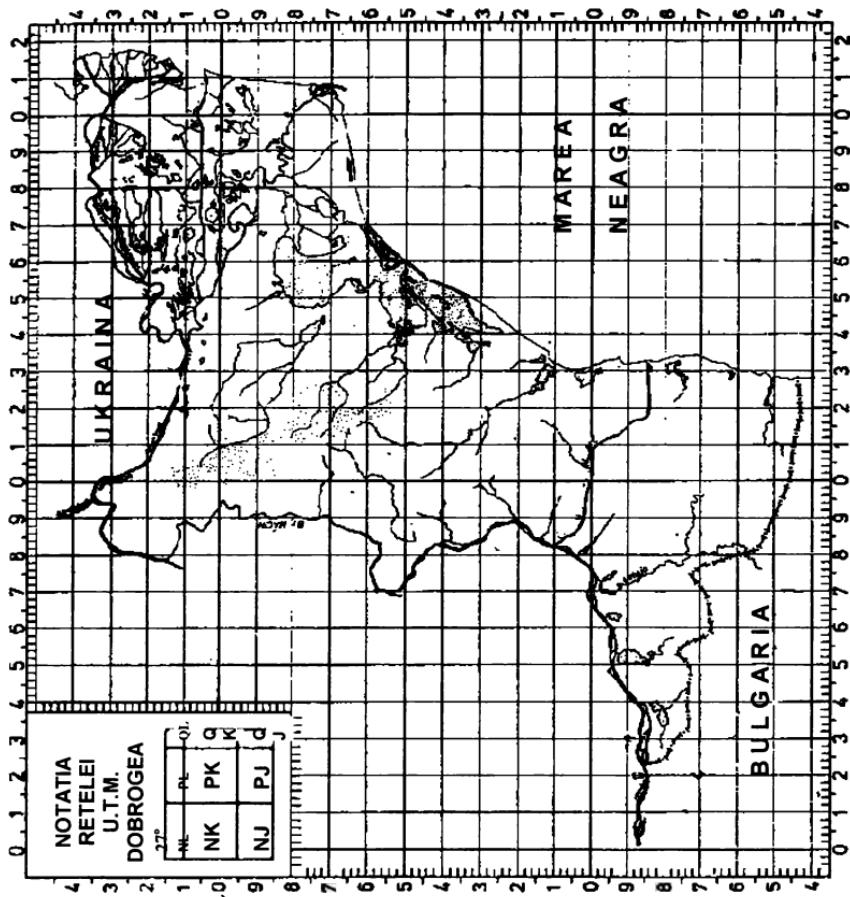
1.3.6. Modul de achiziție a datelor în ecologie

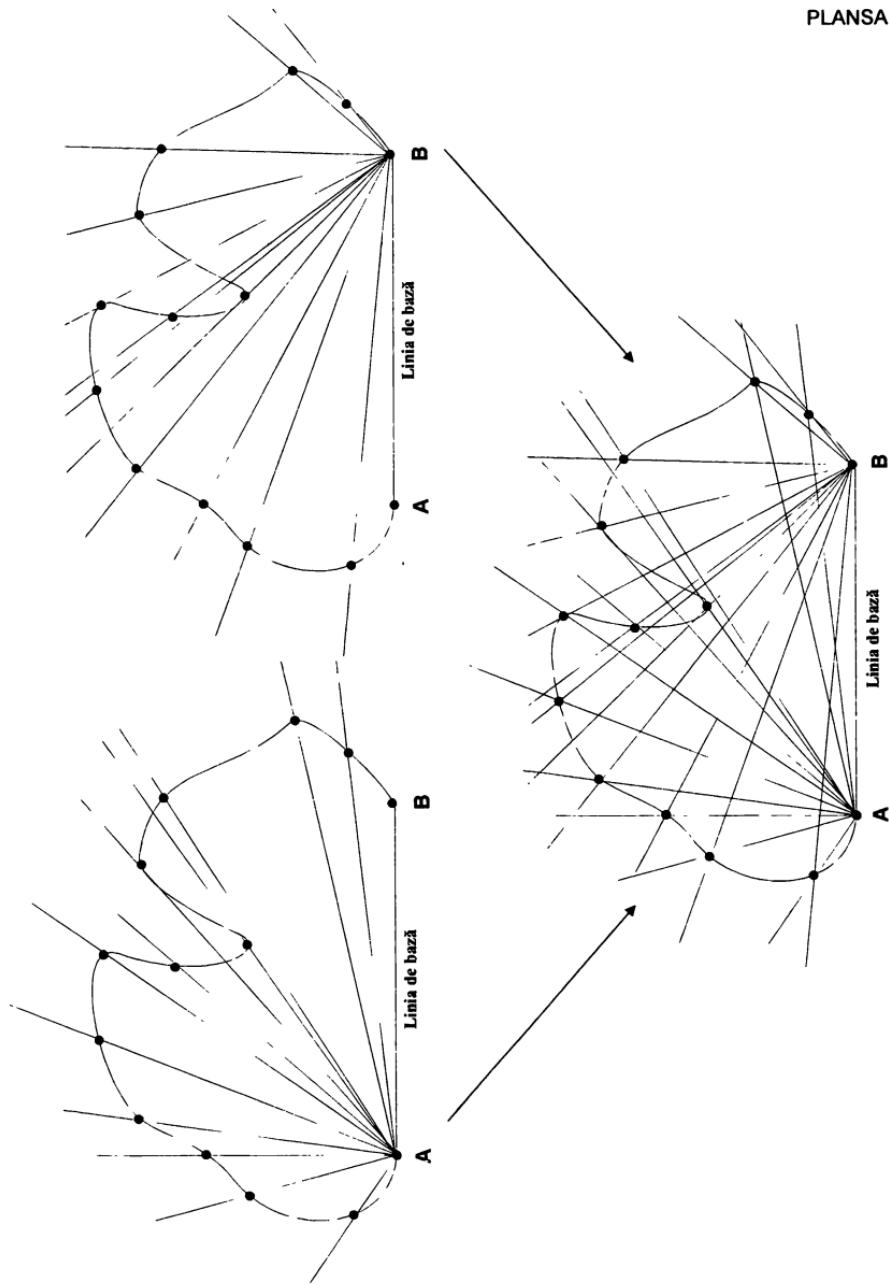
In ecologie există o mare diversitate de date de interes, achiziționarea lor putându-se grupă după cum urmează:

- observații directe în natură (date fenologice, de comportament);
- măsurători ale parametrilor mediului (parametri meteorologici, hidrologici)
- colectarea de probe: apă, aer, sol, organisme;
- experimentări ecologice;
- prelucrări de date preexistente.

$$\frac{\mathbf{v}_0}{\Gamma} \otimes \mathbf{v}$$

PLANS A I





Modul de realizare a hărții unei zone plane/lac restrâns

Determinarea coordonatelor geografice ale punctului stației

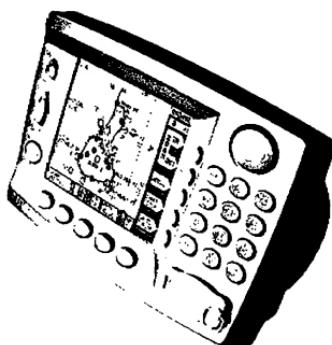
Sistemul de poziționare globală - Global Positioning System

GPS

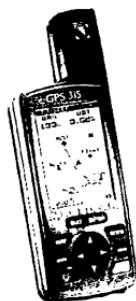
- Sistem modern de poziționare geografică de performanță
- Mijloc de navigație globală în lume, cu acces la sateliți în timp real
- Aparate portabile de mărimea unui telefon mobil, ușor de utilizat
- Gamă variată de modele, cu o precizie mai mare sau mai mică (<1 cm-100 m)
- Larg utilizat în determinarea precisă a coordonatelor geografice (transporturi maritime și terestre, scopuri științifice, de recreere etc.)



Garmin GPS NavTalk



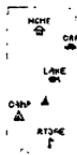
Northstar GPS 952



Magellan GPS 315



Garmin GPS eTrex



Schiță traseu



Orientare - Coordonate



Meniu principal



Marcare punct stație



Garmin GPS 48

Tehnologia pe care se bazează GPS-ul este relativ simplă. Fiecare dintre cei 24 de sateliți, pe o orbită aproximativ 15.000 - 20.000 Km distanță de suprafața Pământului, emite semnale pentru receptoarele de pe teren. Măsurând timpul în care ajunge semnalul emis de fiecare satelit, receptorul poate calcula distanța de la acel satelit. Pozițiile satelitului sunt utilizate de receptor ca puncte de referință precise pentru a determina locația acestuia. Un receptor poate determina latitudinea, longitudinea, altitudinea și timpul când recepționează semnalele de la cel puțin 4 sateliți. Serviciile unui GPS standard asigură utilizatorilor o precizie de aproximativ 100 m, 95% din timp, oriunde pe suprafața Pământului.

Aparatură portabilă pentru măsurători pe teren



Higro - Termo - Anemometru
cu memorie și interfață PC
T°C -20° - 80°C / ±0.2%
Umiditate 5 - 95% / ±0.1%



Termo - Anemometru
Vânt: 0.3 - 40 m/s
(1 - 144 Km/h)



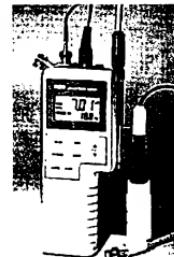
pH - mV - Termometru
pH -2 - 16 / ±0.01 pH
mV 0 - 1250 / ±1 mV
T°C -5 - 100°C / ±0.2°C



pH - Redox - Termometru
pH: 0 - 14 / ±0.01 pH
mV: 0 - 1999 / ±1 mV
T°C: -70 - 250°C / ±0.1°C



Trușă portabilă pH - Termometru



pH - mV - Termometru
pH 0 - 14 / ±0.01 pH
mV 0 - 1999 / ±1 mV
T°C. 0 - 100°C / ±0.1°C



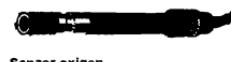
Conductivitate - T°C - Salitate - TDS
Conductivitate: 0 - 500 mS/cm / ±0.5%
T°C: -5 - 99.9°C / ±0.5%
Salitate 0 - 70 g/kg
TDS. 0 - 1999 mg/L



Conductivitate - TDS - Salinitate
Conductivitate: 0 - 2000 mS/cm / ±0.5%
T°C. -5 - 100°C / ±0.2%
Rezistență 0.005 - 100 KOhm
Salinitate: 0 - 70 g/kg
TDS 0 - 1999 mg/L



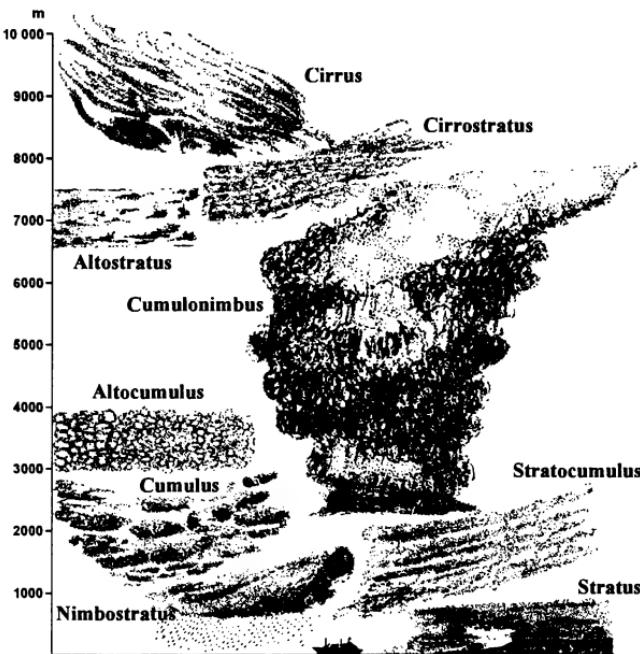
pH - Conductivitate - O₂ - T°C
pH 0 - 14 pH / ±0.1 pH
mV. 0 - 1000 mV / ±0.05% mV
Conductivitate 0 - 19990 mS / ±0.5%
TDS. 0 - 10 g/L / ±0.5%
Oxygen saturatie: 0 - 200% / ±1%
Oxygen ppm: 0 - 20 ppm / ±1%
T°C 0.5 - 100 °C / ±0.5%



pH - Conductivitate - O₂ - T°C - Salinitate
pH -2 - 16 pH / ±0.01 pH
mV 0 - 1250 mV / ±1 mV
Conductivitate: 0 - 500 mS / ±1%
Oxygen concentrație 0 - 90 mg/L / ±0.5%
Oxygen saturatie: 0 - 600 % / ±0.5%
Salinitate. 0 - 70 g/kg / ±1%



Oxi - Termometru
Oxygen concentrație: 0 - 90 mg/L / ±0.5%
Oxygen saturatie: 0 - 600 % / ±0.5%
T°C -5 - 50 °C / ±0.2°C



Tipuri majore de nori și înălțimile medii la care se află

Cirrus (Ci) - nori izolați, subțiri, fini, în forme filamentoase, albe, delicate (8000 m);

Cirrocumulus (Cc) - gramezi de nori albi, fără umbre, dispuse în bancuri, fulgi (6000 m);

Cirrostratus (Cs) - nori sub formă unui vâl alb, subțiri și transparent, ce poate acoperi parțial sau total bolta cerului (7000 m);

Altocumulus (Ac) - straturi sau măre noroase, formate din bucle, plăci etc., așezate în grupuri sau șiruri parțiale și care se deplasează (2000-5000 m);

Stratocumulus (Sc) - straturi continue sau bancuri alcătuite din "rulouri" cu aspect ascemănător căilor, de culoare cenușiu-inchis, dând boltei cerești un ton plumburiu (1200-1500 m);

Stratus (St) - strat continuu uniform, neted sau ondulat, ± luminos sau cenușiu-inchis (1000 m);

Nimbostratus (Ns) - strat continuu, fără relief, iarna de culoare cenușiu-inchis și vara

albăstru-plumburiu, aproape uniform, produc precipitații sub formă de averse (800 m);

Cumulus (Cu) - nori cu aspect pufos, contururi buclate, cu baza plată și vârfurile sub formă de cupole sau protuberanțe rotunde, care se modifică continuu (1200 m);

Cumulonimbus (Cb) - mase mari de nori gri, cu puternică dezvoltare pe verticală - turnuri sau munuri mari, albi sau gri pal la vârf și cenușiu-inchis la bază, indică înrăutățirea vremii (1000-10 000 m).

Stabilirea programului de prelevări a probelor trebuie să țină cont de obiectivele propuse și de scara spațială și temporală, de gradul de heterogenitate al biotopului, astfel încât să fie surprinse în egală măsură principalele caracteristici structurale și funcționale ale ecosistemelor de referință.

Datele rezultate din observațiile directe în natură depind în cea mai mare măsură de calitatea observatorului, de gradul lui de pregătire teoretică, de cunoașterea fundamentelor ecologiei. Aceste date, prelucrate, pot servi direct sau pot fi utilizate în stabilirea programelor de măsurători și colectări de probe. Este cunoscut faptul că indivizii unei populații pot urma trei tipuri de bază a distribuției spațiale: distribuție întâmplătoare; distribuție uniformă; distribuție aglomerată.

In cazul în care structura biotopului este omogenă sau presupunem a fi omogenă și considerăm că între diferențele puncte/sectorale ale ecosistemului de referință nu există diferențieri apreciabile în distribuția și abundența organismelor, colectarea probelor este simplu randomizată – la întâmplare. In acest mod se asigură subiectivismul, asigurându-se de sanse egale tuturor componentelor sistemului de a fi înregistrări prin apariția lor în probe.

Numărul de probe care trebuie colectate se stabilește în prealabil după metodele uzuale și utilizându-se tabelul de numere randomizate. Un tabel de numere randomizate este în general util pentru o diversitate de operații care vizează extragerea de probe. Utilizarea extinsă a aceluiși set de numere randomizate în același experiment de extragere de probe trebuie evitată. In astfel de cazuri, noi numere randomizate ar trebui selectate într-un nou tabel sau generate pe calculator. O secvență de numere pseudorandomizate între 0 și 1 a fost generată prin metoda multiplicativă congruențială.

In cazul mai comun, când structura biotopului este heterogenă este de așteptat ca o serie de parametri să prezinte valori semnificative diferențe în diferențe puncte ale ecosistemului; în consecință estimarea valorii medii oricărui parametru pe baza unui program de colectare simplu randomizat nu permite să se evidențieze faptul că eroarea standard a mediei estimate depinde de diferențierile dintre mediile parametrului în punctele considerate. In aceste condiții modalitatea optimă de colectare a probelor este cea reprezentată de colectarea randomizată, care presupune împărțirea biotopului heterogen în straturi sau părți relativ omogene; din fiecare strat astfel delimitat se extrag simplu randomizat un număr de probe proporțional cu mărimea sa. Media generală, totală, a parametrului va fi calculată în final folosind valorile medii din fiecare strat.

Atunci când se intenționează a se stabili numărul de indivizi în raport cu poziția în cadrul ecosistemului se aplică metoda colectării sistematice a probelor în rețele sau pe transecte regulate.

1.3.7. Date utile și exemple de fișe de observații necesare în lucrările practice de ecologie

Pentru a putea fi prelucrate ulterior, datele culese din teren, fie că se referă strict la factorii abiotici, fie că se referă la caracteristici privind diferențele specii din ecosistem trebuie să fie înregistrate în mod corespunzător. In anexele ce urmează oferim câteva exemple de fișe de înregistrare.

Astfel, pentru observațiile fenologice din regnul vegetal se utilizează unul din modelele prezentate în Anexa 7 și Anexa 8. Pentru probele de bentos se poate utiliza o fișă după modelul prezentat în Anexa 9.

Unitățile de mărimi trebuie utilizate cu rigurozitate și în acest sens prezentăm exemplele din Anexele 10 și 11.

INTERDEPENDENȚA DINTE CULOAREA APEI ȘI TRANSPARENȚA
RELATIVĂ DETERMINATĂ CU DISCUL SECCHI

Culoarea apei		Transparența apei cu discul Secchi - m
Numărul nuanței de pe scara culorii mării	Descrierea verbală	
I	albastru - marin	> 30
II		30 - 26
III	albastru	25 - 21
IV		20 - 17
V		16 - 14
VI	albastru - verzui	12
VII		11
VIII	verde - albăstrui	10
IX		9
X	verde	8
XI		7
XII	verde - gălbui	6
XIII		5.5
XIV	galben - verzui	5
XV		4.5
XVI	galben	4
XVII		3.5
XVIII	galben - brun	3
XIX		2.5
XX	brun - gălbui	2
XXI	brun	< 2

SCARA STĂRII SUPRAFEȚEI RÂURILOR, CANALELOR ȘI LACURILOR
SUB INFLUENȚA VÂNTULUI

Scara stării suprafeței fluviilor, canalelor și lacurilor	Înălțimea valurilor m	Termeni descriptivi (indicii pentru determinarea stării suprafeței fluviilor, canalelor și lacurilor)
Calmă	0,00	Suprafața apei este netedă ca oglindă
Valuri mici	0,0 - 0,10	Suprafața apei este ușor încrețită, apar creste mici de valuri
Valuri moderate	0,1 - 0,50	Suprafața apei este vălurită, cu vârfuri scurte și creste ce se răstoarnă, formând o spumă sticloasă (nu albă)
Valuri mari	0,5 - 1,25	Suprafața apei este agitată, valurile devin mai lungi, bine conturate și se răstoarnă, formând spumă albă (berbeci)
Valuri foarte mari	> 1,25	Suprafața apei este puternic agitată, valurile au creste înalte, cu vârfuri spumoase, iar vântul rupe spuma de pe creste și o întinde în trene pe pantele valurilor, în aer sunt stropi de apă

SCARA GRADULUI MĂRII

Gradu 1 mării	Termeni descriptivi		Caracteristicile valurilor de vânt		
	Organizația Meteorologică Mondială (WMO)	Marinărești	Termeni descriptivi	Inălțime m	Lungime m
0	Calmă	Mare calmă,	Nu sunt valuri	0	0
1	Ușor încrețită	Mare liniștită	Increțituri, solzi	0 – 0,1	0 – 5
2	Liniștită, ușor vâlurită	Mare bună	Valuri mici în	0,1 – 0,5	5 – 15
3	Ușor agitată	Mare încă bună	Valuri mici	0,5 – 1,25	15 – 25
4	Moderat agitată	Mare moderată	Valuri moderate	1,25 – 2,5	25 – 40
5	Agitată	Mare rea	Valuri mari	2,5 – 4,0	40 – 75
6	Puternic agitată	Mare foarte rea	Valuri foarte mari	4,0 – 6,0	75 – 125
7	Foarte puternic agitată	Mare montată	Valuri înalte	6,0 – 9,0	125 – 170
8	Extrem de agitată	Mare foarte	Valuri foarte	9,0 – 14,0	1270 – 220
9	Fenomenală	Mare dezlănțuită	Valuri foarte înalte	> 14	> 220

SCARA VIZIBILITĂȚII

Cracteristica vizibilității	Intervalul vizibilității		Condiții atmosferice în care se execută observarea	Gradul
	pe uscat	pe mare		
Foarte redusă	0 – 50 m	0 – ¼ cablu	Ceață foarte puternică	0
	50 – 200 m	¼ – 1 cablu	Ceață puternică sau ninsoare	1
	200 – 500 m	1 – 3 cabluri	Ceață moderată sau ninsoarcă puternică	2
Redusă	500 m – 1 km	3 – 5 cabluri	Ceață slabă sau ninsoare moderată sau pâclă puternică	3
	1 – 2 km	5 – 1 milă marină	Ninsoare moderată sau ploaie foarte puternică sau pâclă moderată	4
Medie	2 – 4 km	1 – 2 mile marine	Ninsoare slabă sau ploaie puternică sau pâclă slabă	5
	4 – 10 km	2 – 5 mile marine	Ploaie moderată sau ninsoare foarte slabă sau pâclă slabă	6
Bună	10 – 20 km	5 – 11 mile marine	Ploaie slabă	7
Foarte bună	20 – 50 km	10 – 27 mile marine	Fără fenomene	8
Exceptională	> 50 km	> 27 mile marine	Atmosferă clară	9

FIŞA DE OBSERVAȚII ZILNICE – Stația nr.....

Operator.....

Perioada: Anul Luna Ora observației zilnice.....

Locul.....

Coordonate: Longitudine GPS – tipul

Latitudine

Altitudinea

Adâncimea apei

Modul de măsurare

Data	Ziua	T°C aer	Cerul	Parametrii măsurăți		Observații
				Vântul	Direcție	
1						
2						
3						
4						
5						
6						
7						
8						
9						
10						
11						
12						
13						
14						
.....						
23						
24						
25						
26						
27						
28						
29						
30						
31						
M1						
M2						
M3						
ML						
Max						
Ziua						
Min						
Ziua						

Notă: M1 + M2 + M3 – mediile primei, celei de-a doua și celei de-a treia decadă din lună.

ML – media lunară.

Max – Min – maxima, minima

FIŞA DE OBSERVAȚII OCEANOGRAFICE DE LARG

Expediția navei
Seful expediției

FISA DE OBSERVATII FENOLOGICE

Observator.....

Anul.....

Localitatea..... Statia

Coordinate: Latitudine..... Longitudine..... Altitudine.....

Descrierea generală a zonei.....

VARIANTA A – se completează pentru mai multe specii

Specia	Faza și subfaza fenologică)*			
	A1	A2	A3

)* vezi varianta B pentru explicații privind faza și subfaza fenologică

FIŞA DE OBSERVAȚII FENOLOGICE

Observator.....

Anul.....

Localitatea..... Stația.....

Coordonate: Latitudine..... Longitudine..... Altitudine.....

Descrierea generală a zonei.....

Varianta B – pentru fiecare specie se completeaza o astfel de fișă:

Specie	Data observației				
A. A. Faza de vegetație					
1. Pomirea sevei (la arbori)					
2. Umflarea mugurilor (la arbori și plante perene)					
3. Apariția primelor, răsărirea plantulelor (la plante anuale, iar la perene în primul an de viață)					
4. Înfrunzirea în masă (la arbori), formarea rozetei sau a frunzelor (la plantele ierboase)					
5. Înfrâjirea (la graminee)					
6. Pomirea lăstărilor de înmulțire vegetativă (supraterani sau subterani), sau a tulipinilor florifere					
7. Sfârșitul înfrunzirii					
8. Terminarea creșterii lăstărilor					
B. Faza de imbohocire					
1. Umflarea mugurilor floriferi					
2. Formarea bobocilor					
C. Faza de înflorire					
1. Apariția primilor flori					
2. Înflorirea în masă					
3. Scaturarea în masă a florilor					
D. Faza de fructificare					
1. Formarea fructelor					
2. Dezvoltarea în masă a fructelor					
3. Apariția primelor fructe coște și începerea coacerii tuturor fructelor					
4. Coacerea în masă a fructelor					
5. Începutul căderii fructelor					
6. Sfârșitul căderii fructelor					
E. Faza de închidere a vegetației					
1. Începutul colorării sau uscării frunzelor (eventual și a tulipinilor sau a plantele ierboase)					
2. Colorarea sau uscarea în masă a frunzelor (și a tulipinilor)					
3. Începutul căderii frunzelor (la arbori) și sfârșitul uscării frunzelor și tulipinilor (la plantele ierboase)					
4. Cădere în masă a frunzelor (la arbori)					
5. Sfârșitul căderii frunzelor (la arbori)					
F. Faza de repaus vegetativ					
0. Repaus fără alte caracteristici					
1. Prezența de frunze sau lăstari verzi (la plantele perene) sau de plantele răsărite (la plantele anuale și bianule sau la perene în primul an de viață)					
2. Prezența de frunze uscate pe ramuri (la arbori, în timpul iernii)					
3. Vătămări produse de ger, polci, chiciură etc.					

FISA PENTRU TRIAJUL PROBELOR DE BENTOS

Triat:.....
 Verificat:.....
 Perioada prelucrării:.....

Stația nr.
 Coordonate: Lat.
 Long.
 Adâncimea.
 Tipul probei.
 Aparat colectare.
 Factor pentru m^{-2}

Detalii de localizare.....

Observații din fișa de bord:

Nava..... Data colectării.....
 Starea mării.....
 Culoarea apei.....
 Transparența.....
 Natura fundului.....
 Cantitatea materialului colectat.....

Prelucrarea probelor:

Sita 1..... Cantitate reținută.....
 Scrâdiș.....

Forme vii dominante.....

Sita 2..... Cantitate reținută.....
 Scrâdiș.....

Forme vii dominante.....

Sita 3..... Cantitate reținută....., din care transvazat.....
 Scrâdiș.....

Forme vii dominante.....

Observații referitoare la spălarea probelor:.....

Organisme întâlnite în probă:

Specia	Nr. de exemplare în probă				Căntărire grame	Densitate $D \cdot m^{-2}$	Biomasă $B \cdot m^{-2}$	Obs.
	Sita 1	Sita 2	Sita 3	Total				
Total general	-	-	-	-	-			
Total viermi	D- %		B- %					
Total moluște								
Total crustacei								
Total alte grupe								

Măsurători biometrice de lungime și greutate pe speciile macrobentale.....

Remarci finale asupra probei:.....

SISTEMUL INTERNAȚIONAL DE UNITĂȚI DE MĂSURĂ

Prefix	Simbol	Factor de multiplicare
exa	E	10^{18} (1 000 000 000 000 000 000)
peta	P	10^{15} (1 000 000 000 000 000)
tera	T	10^{12} (1 000 000 000 000)
giga	G	10^9 (1 000 000 000)
mega	M	10^6 (1 000 000)
kilo	k	10^3 (1 000)
hecto	h	10^2 (100)
deca	da	10
deci	d	10^{-1} (0,1)
centi	c	10^{-2} (0,01)
milii	m	10^{-3} (0,001)
micro	μ	10^{-6} (0,000001)
nano	n	10^{-9} (0,000000001)
pico	p	10^{-12} (0,000000000001)
femto	f	10^{-15} (0,000000000000001)

CONVERSII UZUALE

1° Celsius (1°C) = 273,15 Kelvin
 1 Angstrom (Å) = 0,1 nm = 10^{-10} m = 10^{-8} cm
 1 micron (1 μm) = 10^{-6} m = 10^{-4} cm
 1 tonă = 1 000 kg = 10^6 g
 1 an = $3,1557 \times 10^7$ secunde (aprox.)
 1 Calorie = 4,186 Jouli (J)
 1 Watt (W) = 1 J s^{-1}

2. METODE DE CAPTURARE. TIPURI DE CAPCANE

In studiul diferitelor populații de organisme vii – fie că este vorba de plante, de animale sau de microorganisme – o importanță capitală este acordată metodelor de colectare. De efectuarea corectă a colectării depinde de multe ori în mod nemijlocit rezultatul oricărei analize ecologice. Dacă tehnica de colectare nu este utilizată corect, rezultatele, chiar dacă sunt obținute în urma unor metode corecte de analiză duc la rezultate corecte din punct de vedere matematic, dar eronate din punct de vedere științific, rezultate care nu concordă cu realitatea din natură.

Tehnicile de colectare sunt diverse și variază în funcție de tipul de organisme supus analizei, de mediul lor de viață și uneori chiar și de metodele care urmează a fi utilizate în analiza ecologică. În continuare vor fi prezentate câteva dintre cele mai utilizate metode de colectare a probelor, folosite atât în mediul terestru cât și în mediul acvatic.

2.1. Tehnici și reguli de colectare

Pentru analiza ecologică nu este suficientă doar cunoașterea a modului de colectare al diferitelor tipuri de organisme și a modului de utilizare a diferitelor tipuri de capcane sau tehnici de colectare. Pe lângă acesta, mai trebuie avute în vedere o serie de aspecte care au rezultat în urma observațiilor directe pe teren. Bineînțeles, aceste aspecte diferă pentru mediul terestru și pentru cel acvatic; de asemenea, ele depind în ultimă instanță de ce fel de organisme se inventariază – plante sau animale. În cele ce urmează vom prezenta câteva dintre aceste aspecte.

2.1.1. Fixarea și conservarea materialului

Diferitele tipuri de organisme marine dulcicole sau terestre trebuie fixate (omorâte) și conservate într-un mod care să permită pe de o parte păstrarea caracterelor morfologice și de organizație internă care să permită recunoașterea ulterioară a speciei (deoarece de regulă determinarea nu se poate efectua pe loc, ci ulterior, în condiții de laborator), iar pe de altă parte să impiedice degradarea în timp a materialului. Probe biologice conservate în mod adecvat pot fi păstrate timp de decenii fără alterarea calității organismelor.

Redăm mai jos, în Tabelul 2.1., câteva din cele mai utilizate metode de fixare și conservare a diferitelor grupe de nevertebrate și a unor vertebrate de talie mică.

Conservanții cei mai utilizăți în practica ecologică:

1. Formaldehidă 5% tamponată (1 parte formol 40% + 10 părți apă distilată, apă dulce sau de mare + 1 lingurită carbonat de sodiu sau sulfat de cupru).
2. Alcool etilic 70 – 80%.
3. Lichid glicerinat (alcool etilic 95-96% - 1/3 + glicerină pură 1/3 + apă distilată 1/3);
4. Soluție Lugol (2g KI + 1g I +200 ml apă distilată, cu posibilitatea adăugării a aproximativ 20 ml acid acetic glacial).

Coloranți, sunt folosiți pentru evidențierea unumitor trăsături morfologice, care altfel ar fi dificil de observat. Din gama destul de largă de coloranți utilizăți în biologie și ecologie cităm:

1. Roșu Bengal – colorant pentru protoplasma foraminiferelor (0,1 g/100-200 ml formaldehidă 5% sau alcool 70%).

2. Roșu de Congo.

Tabelul 2.1. Modalități de fixare, colorare și conservare a organismelor

Grupa taxonomică	Metoda de fixare	Conservare
Foraminifere		
Porifera	Se spală cu apă și se fixează în alcool 95%	Alcool 95%
Coelenterata - Hydrozoa	Pentru forme dulcicole: după destinderea polipilor într-o picătură de apă se adaugă cu pipeta fixator Bouin fierbinte (60°C). Formele marine se fixează cu soluție de formaldehidă după ce au fost anesteziate cu soluție de clorură de magneziu.	Alcool 80% sau formaldehidă 5%.
- Siphonophora	Se introduc în apă dulce cu soluție de clorură de magneziu 7% apoi se introduc în soluție de formaldehidă 5%.	Formaldehidă 5%
- Scyphozoa	Formaldehidă 5%, după anestezie cu clorură de magneziu	Formaldehidă 5% sau alcool 70%
- Anthozoa	Formaldehidă 5% după anestezie cu clorură de magneziu	Formaldehidă 5%
Ctenophora	-După anesteziere cu soluție de clorură de magneziu se introduc în soluție de formaldehidă 5% cu fixator Flemming. - Acid tricloracetic 1g, apă de mare 99 ml. - Acid paratoluidinsulfonic 1g, apă de mare 99 ml. Fixarea are loc în 30 de minute, exemplarele își vor schimba ușur culoarea de la transparent la translucid.	Formaldehidă 5%; Alcool 70%; Soluție stoc: (propilen fenoxetol - 5 ml, propilen glicol 45 ml, formol 40% 50 ml) - 1 ml, apă de mare 99 ml. În această soluție exemplarele se păstrează 5-7 zile apoi se transferă în altă soluție, preparată din 5 ml soluție stoc și 95 ml apă de mare.
Plathelminthes - Turbellaria	După ce exemplarele se destind în apă proaspătă, se adaugă soluție de formaldehidă 10% în care animalul se lasă timp de 15 minute, după care se spală cu alcool 50%. Formele marine se anesteziază și ulterior se introduc în fixator – formaldehidă 5% sau alcool 80%	Alcool 80%, sau formaldehidă 5%
- Platheminji paraziți	Fixarea se face în soluție formaldehidă 5% sau alcool 80%	Alcool 80%, sau formaldehidă 5%
Annelida - Polychaeta - Oligochaeta	Soluție de formaldehidă 5% sau alcool 70%	Formaldehidă 5% sau alcool 70%
Annelida	Soluție de formaldehidă 5% sau apă fierbinte După introducerea exemplarelor în soluție de clorhidrat 5-10%, se spală câteva minute cu formaldehidă 5%.	Formaldehidă 5% Alcool 80%
Crustacea – f.acvatice - Isopoda (forme terestre)	Soluție de formaldehidă 5% Se pun într-un amestec format din 100 părți alcool și 4 părți glicerol pentru 10-14 zile	Formaldehidă 5% Alcool 80%
Miriapoda	Alcool 50%, eter etilic, înghețare	Alcool 80% sau uscate
Insecta		Aproape toate insectele cu

		corful bine chitinizat pot fi păstrate prin congelare
- Collembola	Alcool 80%	Alcool 80%
- Ephemeroptera	Alcool 80%	Alcool 80%
- Odonata	Eter etilic, cianură de potasiu, înghețare	Alcool 80% sau uscate, iar la exemplarele mari se îndepărtează intestinul posterior
- Orthoptera	Eter etilic, cianură de potasiu, înghețare	Se păstrează uscate, iar la exemplarele mari se îndepărtează intestinul posterior
- Dermaptera	Eter etilic sau alcool 80%	Alcool 80% sau uscate
- Plecoptera	Alcool 80%	Alcool 80%
- Psocoptera	Alcool 80%	Alcool 80%
- Thysanoptera	Eter etilic sau alcool 80%	Alcool 80%
- Heteroptera	Eter etilic fumans, cianură de potasiu, înghețare	Uscate
- Homoptera	Alcool 95%, cianură de potasiu, înghețare (doar cele de talie mare)	Alcool 95%
- Neuroptera - Mecoptera - Trichoptera	Eter etilic sau alcool 80%	Alcool 80% sau uscate
- Lepidoptera	Eter etilic, tetracloretan, cianură de potasiu, înghețare (specii de talie mare)	Uscate
- Coleoptera	Eter etilic, apă fierbinte, cianură de potasiu, înghețare	Uscate sau în alcool 80%
- Strepsiptera	Alcool 80%	Alcool 80%
- Hymenoptera	Eter etilic, alcool 80% (specii lipsite de peri), cianură de potasiu, înghețare	Uscate sau în alcool 80%
- Diptera	Eter etilic sau alcool 80%, cianură de potasiu, înghețare	Uscate sau în alcool 80%
Aranea	Alcool 80%	Alcool 80%
Acarina	Alcool 80%	Alcool 80%; pentru examinare se spălă specimenele și se introduc în acid lactic 50-100% fierbinte
Gasteropoda – forme fără cochilie	În apă fierbinte	Alcool 80%
Gasteropoda – forme terestre cu cochilie	În apă fierbinte	48 ore în alcool 50% apoi în alcool 80%; cochilii se păstrează uscate.
Bivalvia - forme dulcicole sau marine	Soluție de formaldehidă 5%	Formaldehidă 5% sau alcool 80%
Polyplacophora	Soluție de formaldehidă 5%	Formaldehidă 5% sau alcool 80%
Chetognatha	Soluție de formaldehidă 5%	Formaldehidă 5%
Bryozoa	Soluție de formaldehidă 5%	Formaldehidă 5% sau alcool 80%; coloniile calcaroase ale formelor marine se pot păstra uscate
Pyrosomide, Salpe,	Soluție de formaldehidă 5% cu câteva picături	Formaldehidă 5%

Doliolide	de acid osmic	
Amphibia – urodele și anure	Soluție de formaldehidă 5%, alcool 80%, înghețare	Formaldehidă 5%, alcool 80%
Reptilia – lacertilieni și ofidieni	Soluție de formaldehidă 5%, alcool 80%, înghețare	Formaldehidă 5%, alcool 80%

Tehnici de anesteziere. Unele organisme trebuie anesteziate înainte de a fi introduse în fixator, deoarece în caz contrar se pot contracta puternic, iar caracterele de identificare nu mai sunt vizibile. Pentru a evita acest neajuns, se pot folosi soluții de anesteziere prealabilă a organismelor, cele mai des utilizate pentru organisme acvatice marine fiind cele bazate pe clorura de magneziu.

Anestezierea presupune utilizarea metodei pe animalele vii, iar modul de procedură este redat în cele ce urmează. După ce din proba proaspătă s-au separat organismele, acestea sunt puse într-un vas de sticlă unde se adaugă un volum egal de clorură de magneziu 6% (de exemplu 73,2 g/l, care este izotonă cu 34 ‰ salinitate a apei de mare. După 10 minute, timp în care organismele sunt anesteziate, vasul se agită ușor și supernatantul se toarnă pe o sită foarte fină – sită din material pentru filee planctonice cu diametrul ochiurilor de 62 microni. Aceste operațiuni se repetă cu două spălături cu apă de mare și o spălare cu soluție de formaldehidă 4% sau alcool 10%. Sita se descurcă într-o placă Petri și organismele se îndepărtează de pe sită cu un jet ușor cu apă de mare filtrată.

Pentru anestezierea organismelor planctonice se pot folosi soluții pe bază de clorură de magneziu, preparate în modul următor

Soluții stoc:

- apă de mare filtrată;
- soluție izoosmotică de clorură de magneziu (6g $Mg Cl_2$ x 6 H_2O la un litru de apă de mare cu salinitatea de 31 ‰);
- 1% propilen fenoxetol în apă de mare (aceasta coboară punctul de înghețare al apei de mare cu 0,15 °C).

Din soluțiile stoc a și b se prepară următoarele soluții de lucru cu o concentrație cunoscută de clorură de clorură de magneziu:

- 1/16 $Mg Cl_2$ (de exemplu o soluție ce conține volume de 1/16 soluție stoc de clorură de magneziu și 15/16 apă de mare filtrată).
- 1/8 $Mg Cl_2$;
- 1/4 $Mg Cl_2$;

Din soluțiile stoc a, b și c se prepară o serie de soluții propilen fenoxetol de lucru. Fiecare conține aceeași concentrație – de exemplu 1/4 volume – din soluția b dar proporțiile soluțiilor a și c variază pentru ca în final să se atingă următoarele concentrații de propilen fenoxetol: 0,01, 0,025, 0,05, 0,062, 0,075, 0,18, 0,125, 0,15, 0,175, 0,2, 0,25.

Prepararea seriilor de soluții de propilen fenoxetol de 1/4 și 1/8 $Mg Cl_2$ se face ca în tabelul 2.2.

ACESTE SOLUȚII SE FOLOSESC ÎN MOD CURENT PENTRU ANESTEZIEREA VELIGERELOR DE GASTEROPODE MARINE. VELIGERELLE ÎN STADIU AVANSAT SE TREC PRIN SOLUȚIILE DE 1/8 $Mg Cl_2$ APoi PRIN SERIA 1/4 $Mg Cl_2$ PROPILLEN FENOXETOL. ELE SUNT ȚINUTE ÎN FIECARE SOLUȚIE APROXIMATIV 30 DE MINUTE CU EXCEPȚIA SOLUȚIEI FINALE ÎN CARE TREBUIE SĂ STEA 90 DE MINUTE. LA SFÂRȘITUL ACESTUI TIMP, CILII APROAPE CĂ ÎNCETEAZĂ SĂ BATĂ. SOLUȚIA FINALĂ SE ÎNDEPĂRTEAZĂ ȘI SE ADAUGĂ RAPID FIXATORUL CU O PIPETĂ.

Tabelul 2.2. Prepararea seriilor de soluții de propilen fenoxetol de 1/4 și 1/8 Mg Cl₂

Concentrația finală de propilen fenoxetol	Volumul (ml) soluție stoc de propilen fenoxetol (1% volum soluție de propilen fenoxetol în apă de mare filtrată)	Pentru seriile 1/4 MgCl ₂ , la volumul de soluție stoc de propilen fenoxetol din coloana a doua, adăugăți 7,5 ml soluție stoc de MgCl ₂ plus volumul de apă de mare filtrată (ml) de mai jos	Pentru seriile 1/8 MgCl ₂ , la volumul de soluție stoc de propilen fenoxetol din coloana a doua, adăugăți 3,7 ml soluție stoc de MgCl ₂ plus volumul de apă de mare filtrată (ml) de mai jos
0.010	0.30	22.2	26.0
0.025	0.75	21.8	25.6
0.050	1.50	21.0	24.8
0.062	1.86	20.6	24.4
0.075	2.25	20.3	24.1
0.100	3.00	19.5	23.3
0.125	3.75	18.8	22.6
0.150	4.50	18.0	21.8
0.175	5.25	17.3	21.1
0.200	6.00	16.5	20.3
0.225	6.75	15.8	19.6
0.250	7.50	15.0	18.8

Pentru păstrarea materialului biologic, sunt indicate pungile de plastic de dimensiuni diferite pentru probele de bentos marin sau dulcicol, recipiente de sticlă sau material plastic – acestea din urmă au avantajul de a fi mult mai ușoare la transport și mai rezistente la socuri mecanice - cu dopuri ce se închid ermetic pentru probele de plancton. Nevertebratele terestre se păstrează în mare în același mod ca și nevertebratele acvatice. Astfel, probele de sol sau de frunză se depozitează în pungi de plastic și se transportă în timp cât mai scurt la laborator. Artropodele terestre se păstrează în recipiente de sticlă sau de plastic de dimensiuni diferite; insectele puternic chitinizate se pot păstra înțepăte cu ace entomologice în cutii de teren de preferință de lemn, iar fluturii se păstrează în plicuri entomologice.

Pentru analiza asociațiilor vegetale, metodele sunt în mare măsură diferite. Astfel, fitoplanctonul se colectează în recipienți de sticlă sau de plastic și se conservă în același mod ca și zooplanctonul. Algele macrofite se culeg de pe substrat și se identifică de regulă imediat. Dacă acest lucru nu este posibil, pot fi presate sau păstrate în soluție de formaldehidă sau de alcool, cu riscul ca materialul să se decoloreze. În mediul terestru, plantele vor fi colectate cu rădăcină cu tot, transportate la laborator în botaniere sau în pungi de plastic, iar păstrarea se va face prin presarea lor.

2.3. Colectarea probelor în mediul acvatic

Biodiversitatea unei zone nu poate fi cunoscută "in toto" și prin urmare este necesar pentru orice analiză ecologică să se efectueze o colectare de probe. Probele sunt eșantioane de mărimi convenabile, care să fie studiate și după care să se facă aprecieri privind "calitatea" și "cantitatea" populațiilor. La baza cunoașterii populațiilor trebuie să se afle problema eșantionajului.

Eșantionajul sau colectarea de probe se practică pe *suprafațe de probă* (vezi mai jos) fiecare suprafață elementară reprezentând un *relevu* (transect sau profil); subdiviziunile relevueului (studiu structural) sunt quadratelor sau pătratele de probă. populațiile diferitelor specii au de cele mai multe ori o distribuție și structură spatială; din acest motiv, se impune o studiere diferențiată a substratului, atât în adâncime cât și la suprafață.

Colectarea probelor la întâmplare sau hazardul eșantionajului este unul dintre punctele esențiale ale metodologiei în toate metodologiile care au drept scop studiile cantitative. Rigoarea să depinde de posibilitatea de a compara temeinic populațiile studiate, precum și de aplicarea unui număr mare de teste statistice. Cu toate acestea, destul de mulți cercetători ignoră tehnica eșantionajului la întâmplare.

În sănul fiecărui biotop delimitat și pentru fiecare biotop, în fiecare compartiment (clasă de adâncime, expoziție, strat etc) se determină deci la întâmplare amplasarea relevueului. Eșantionarea la întâmplare, care este în general mai dificil de aplicat în mediul terestru (și necesită o tehnologie adecvată) pune mai puține probleme în mediul acvatic.

Colectarea totală a substratului organismelor acvatice de pe suprafața de probă prin răzuirea completă a fundului este obligatorie sau indispensabilă în cazul unui studiu care trebuie derulat mai departe în laborator.

De regulă, determinarea speciilor este destul de dificilă - dacă nu chiar imposibilă pe teren.

Numeroase specii de talie mică care populează fundurile apelor nu pot fi colectate prin alte metode decât prin răzuire completă.

Pentru o astfel de răzuire este necesar de a se sparge substratul stâncos cu ajutorul unui ciocan și a unei dalte.

Cea mai mare parte a parametrilor biologici nu pot fi evaluați decât în laborator.

Probele cantitative, puse în conținere adecvate (borcane de sticlă cu dop rodat, conținere de plastic, săculeți de plastic sau de pânză), etichetate clar, se fixează și conservanți specifici (de exemplu soluție formol cu apă sau cu apă de mare, alcool) după ce în prealabil au fost tratate cu un colorant (rosu de Congo).

In laborator, după spălare prin site adecvate (Planșa VI), proba este triată în întregime.

In sedimentele aflate pe fundurile apelor ca și în solurile umede se dezvoltă o faună aparte, de cele mai multe ori dificil de examinat. Nu totdeauna fixarea și spălarea ulterioară dau rezultatele sconte din cauza faptului că multe din organisme se pot distruge în acest mod. Pentru analiza amănunțită a acestor complexe de organisme se pot folosi metode care reclamă însă folosirea probelor cu material viu. Deficiențele sunt evidente, deoarece în acest mod trebuie de regulă fie acționat direct pe teren (ceea ce presupune o logistică adecvată) fie transportarea rapidă a probelor la laborator, care nu trebuie să fie situat prea departe de locul de prelevare a probelor. Astfel de metode sunt recomandate în regim de expediție.

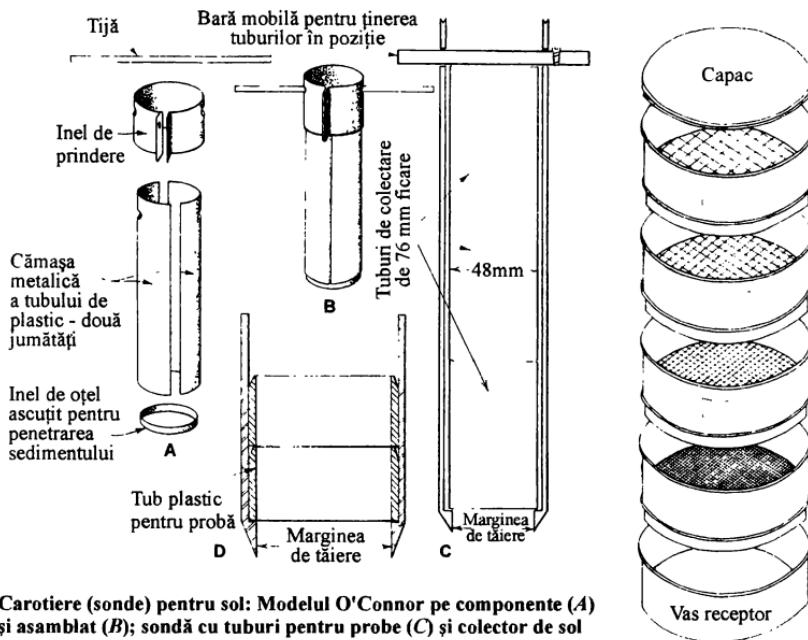
2.3.1. Colectarea probelor de plancton

Probele de plancton microscopic din apele dulci sau marine se colectează într-un mod asemănător, cu butelii speciale – cea mai cunoscută fiind cea de tip Nansen - care permit colectarea diferențiată pe orizonturi de adâncime. Capacitatea acestor butelii variază de la 1 l la câteva sute de litri. De la suprafață apei, probele se pot colecta și cu recipienți de sticlă sau plastic obișnuiți.

Pentru fitoplancton se reține 0,5 – 1 l de probă, pe care se determină clorofila.

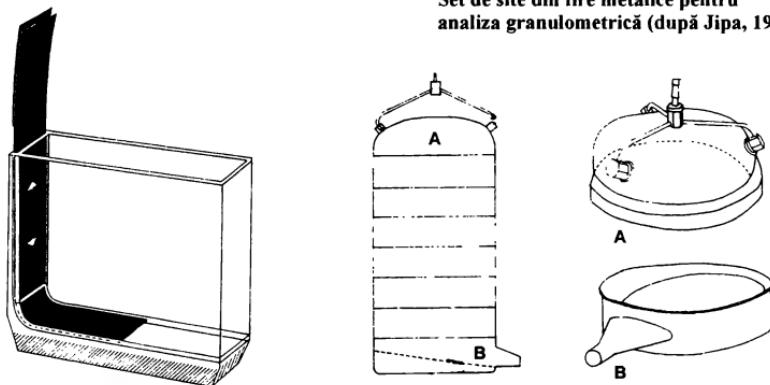
In cazul în care se urmărește distribuția macrozooplantonului se utilizează diferite tipuri de filee planctonice, care sunt alcătuite din sită foarte fină care nu lasă să treacă decât apa. Cunoscându-se deschiderea fileului, se poate calcula volumul de apă filtrat și astfel se poate aprecia biomasa diferitelor tipuri de organisme, aspect deosebit de important în ecosistemele acvatice. Pentru colectarea în stratul superficial, și îndeosebi din pelicula de la interfață aer-apă

Colectarea și analizarea probelor de sol și sedimente (zona medio-litorală)



Carotiere (sonde) pentru sol: Modelul O'Connor pe componente (A) și asamblat (B); sondă cu tuburi pentru probe (C) și colector de sol paralelipipedic (D) (din Southwood, 1966)

Set de site din fire metalice pentru analiza granulometrică (după Jipa, 1987)

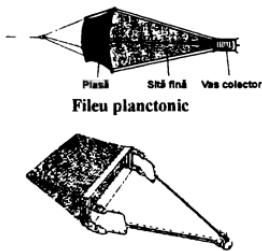


Colector paralelipipedic cu perdea glisantă pentru meiobentos (după Gerlach, 1968)

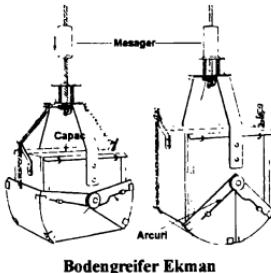
Schema unui set de site pentru sitare umedă:
A - capac cu dispozitiv pentru injectarea lichidului
B - vas receptor bazal cu fund înclinat și gură de evacuare a lichidului de sitare (după Jipa, 1987)

Aparatură de colectare

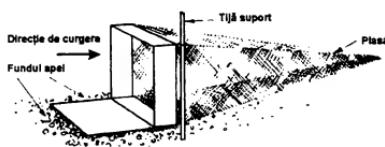
Butelie Nansen



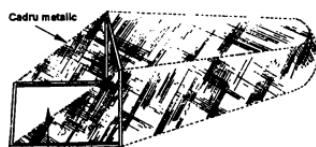
Filtru planctic



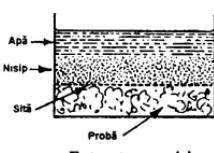
Bodengreifer Ekman



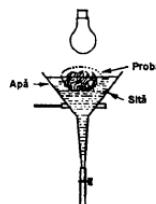
Con de colectare a faunei bentale



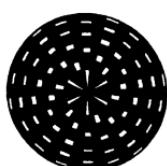
Colecțor Surber



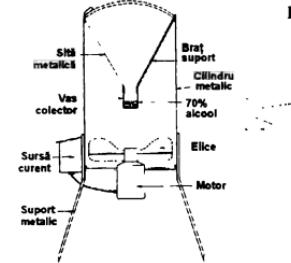
Extractor cu nisip



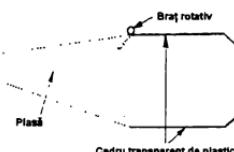
Pâlnia Baermann



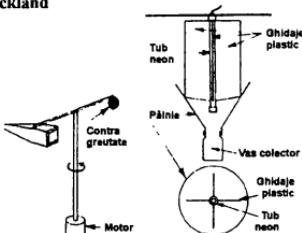
Grila Strickland



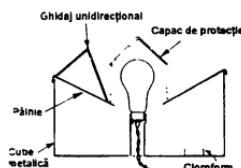
Capcană de suținere



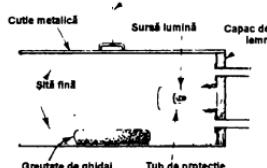
Capcană rotativă



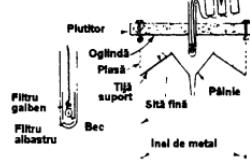
Capcană luminosă Pennsylvania



Capcană luminosă Robinson



Capcană subcavatică Hungerford



Capcană plutitoare Baylor-Smith

se utilizează filee cu deschiderea îngustă, susținută de fiotori care să nu permită scufundarea. De regulă, fileele zooplantonice sunt prevăzute cu o morișcă înregistratoare a volumului de apă filtrat (debitmetru). Totdeauna, volumele de apă colectate pentru studiul zooplantonului se filtroază cu site foarte fine, care permit reținerea tuturor tipurilor de viețuitoare.

2.3.2. Colectarea probelor de bentos

Probele de bentos se pot colecta în două moduri: prin dragare sau prin utilizarea unor colectoare speciale, de pe suprafețe bine determinate (bodenkreisere – apucătoare de fund, carotiere, aparate pentru suciunea sedimentelor inclusiv a microfaunei etc).

Dragarea se folosește mai ales pentru fauna bentală de talie medie și mare. Draga utilizată va fi prevăzută cu un cadru rezistent, care poate fi precedat de dispozitive speciale care "greblează" sedimentele și care astfel vor scoate la suprafață și organisme îngropate la 5-10 cm.

Pentru nevertebratele mărunte este indicată folosirea colectoarelor de tip bodenkreisere, de dimensiuni și modele diferite, care preiau sedimentele în întregime de pe o anumită suprafață și pe o anumită adâncime, care poate fi de la 10 la 40 cm, fără a fi deranjate prea mult. Pentru organismele care formează meiobentosul se folosesc colectoare de dimensiuni mai mici, de tipul celui cu perdea glisantă (Planșa VI).

Aduse la suprafață, probele de bentos se vor tria superficial și se vor conserva rapid pentru a se evita deteriorarea materialului.

2.3.2.1. Colectarea faunei bentale mărunte

Pentru colectarea animalelor acvatice mărunte se pot folosi cutii speciale ce se cufundă în apă și care se lasă pe fund un timp suficient de lung pentru a se forma în interiorul lor substrat cu fauna aferentă. După un timp, cutiile se scot din apă și materialul se spală după procedura standard.

- Conul de colectare reprezintă o incintă de tablă groasă sau de material plastic, prevăzut cu două deschideri situate la 180 grade una față de alta. Una din deschideri rămâne liberă și se orientează spre amonte, în timp ce deschiderea opusă, dinspre aval, se obturează cu o sită fină. Materialul pătruns în interiorul capcanei nu o poate părași prin deschizătura din amonte din cauza vitezei currentului de apă. *Observație:* acest tip de capcană se folosește mai ales în râuri și pârâie din zona montană, unde currentul de apă are viteză mare.

O altă metodă pentru colectarea faunei ce se dezvoltă pe față inferioară a pietrelor pe cursul superior al râurilor se referă la folosirea unor blocuri de ciment de dimensiuni standardizate, cu față inferioară scobită neregulat pentru a permite fixarea faunei. după un timp, blocurile (a caror poziție este cunoscută) se ridică și fauna fixată se colectează fie manual fie prin spalare la jet slab de apă.

Extragerea organismelor meiobentale din probele de sediment reprezintă o altă fațetă a colectoarelor de probe din bentos. Datorită dimensiunilor reduse și fragilității lor, organismele meiobentale trebuie tratate cu o deosebită atenție, pentru a se evita atât pierderile de material cât și deteriorarea speciminelor.

Pentru separarea organismelor meiobentale se utilizează sitele de 1mm, 0,25 mm, 0,125 mm, etc). Una din tehniciile de separare cel mai des folosite este cea cu ghiată din apă de mare. Proba se pune într-un fileu de nylon cu ochiri fine (140 microni diametrul ochiului), apoi se plasează într-o pâlnie introdusă într-un recipient; deasupra sedimentului se pune o pânză din bumbac peste care se presară bucăți sparte dintr-un bloc de ghiată din apă de mare. Pe măsură ce ghiata se topește. Miciile organisme motile se scurg prin ochiurile sitei fine a fileului și sunt colectate în recipient sau în cutii Petri.

Metoda poate de asemenea da rezultate bune utilizând apă de mare încălzită la 40 de grade în loc de ghiată, și aceasta este de preferat mai ales în perioadele calde ale anului sau în zonele tropicale.

2.3.2.2. Colecțorul Surber

Pentru colectarea faunei de pe pietrele de pe fundul râurilor și pârâurilor se poate folosi un colector de tip Surber (Planșa VII), care permite colectarea și a larvelor sau nematodelor care se desprind foarte ușor prin perierea ușoara a pietrei sau chiar în momentul când aceasta este scoasă din apă.

2.3.2.3. Pâlnia Baerman

Este o pâlnie de sticlă, largă, prevăzută cu o sită metalică, deasupra căreia se pune proba legată în tifon. Pâlnia se umple apoi cu apă, iar la partea să inferioară se atașează un tub de cauciuc strâns cu o clemă. Deasupra pâlniei se montează un bec puternic care determină migrarea materialului biologic prin sită în gătul pâlniei. După un timp, prin simpla deschidere a clemei, materialul biologic poate fi strâns într-un borcan de colectare.

2.3.2.4. Extractorul cu nisip

In acest caz, proba de bentos sau de sol umed se va pune pe fundul unui vas, deasupra ei se montează o sită și deasupra acesteia se toarnă un strat de nisip. Vasul se umple apoi complet cu apă. In acest mod se poate colecta celeritate, turbelariete, nematode, larve de insecte, crustacee mărunte, acarieni, etc, aceștia trecând după un timp din probă în stratul de nisip. Avantajul metodei este că nisipul poate fi mult mai ușor separat de materialul biologic viu prin spălare. Timpul de expunere diferă de la o grupă de viețuitoare la alta - de ex. pentru o extragere de 100 % a larvelor de culicide extractorul trebuie să funcționeze minimum 40 de ore.

2.4. Colectarea probelor în mediul terestru

In mediul terestru, colectarea probelor presupune alte tipuri de metode. Dată fiind complexitatea tipurilor de ecosisteme terestre și a adaptărilor diverse pe care plantele și animalele terestre le prezintă, tehniciile de colectare și tipurile de capcane care se folosesc în mediul terestru este foarte mare. Prezentăm în continuare câteva dintre cele mai des folosite metode de colectare, pentru principalele tipuri de organisme care se dezvoltă în mediul terestru.

2.4.1. Metoda pătratului de probă

Metoda se poate aplica cu succes atât pentru plante cât și pentru animale. Pentru aplicarea metodei, trebuie stabilită suprafața de probă, care variază pentru diferite tipuri de plante sau animale, aplicând principiile de determinare a suprafeței minime prezentate mai jos.

In principiu, se delimităază pe teren o suprafață pătrată, de pe care se inventariază *toate* plantele. Delimitarea – în cazul pătratelor de probă de dimensiuni rezonabile - se face prin marcarea colțurilor pătratului cu țăruși între care se leagă o panglică colorată, vizibilă. Latura pătratului de probă se stabilește în funcție de tipul de vegetație – pentru vegetație ierboasă din pajiști este suficientă o latură de 1m; pentru vegetație arbustivă sau pentru copaci, latura pătratului de probă va fi de 5, 10, 20 m sau mai mult, în funcție de tipul de pădure; în acest caz nu mai poate fi vorba de recoltarea materialului ci doar de identificarea cu precizie a speciilor de pe un pătrat de probă. Pentru asociațiile de mușchi sau de licheni, latura pătratului va fi mult mai mică – 50 sau 25 cm.

Pentru nevertebrate, dacă se urmărește analizarea insectelor din frunză, nu trebuie ca latura suprafeței de probă să depășească 0,5 m, altminteri volumul probei va fi exagerat. Pentru insectele nezburătoare, arahnidele și miriapodele din pășuni și poieni, se poate utiliza o suprafață de probă cu latura de 1 – 1,5 m, care să poată fi acoperită cu un cort entomologic. In cazul

insectelor și arahnidelor care se dezvoltă în startul arbustiv sau în coronament, ca și pentru unele vertebrate (păsări, mamifere), această metodă nu mai poate fi aplicată.

Deficiențe: metoda presupune o oarecare subiectivitate în cazul înregistrării exemplarelor aflate pe margini sau la colțuri; se pot considera în interior plantele care au mai mult de 2/3 din rădăcină în interiorul pătratului de probă, există și critici la adesa formei, unii specialiști opinând că ar fi mai indicată o suprafață de probă circulară sau în formă de elipsă.

2.4.2. Problema suprafeței minime

Concepțul suprafeței minime sau ariei minime (suprafață pe care aproape toate specile comunității sunt reprezentate), relativ simplă la prima vedere, este în realitate foarte complexă; problemele teoretice care se pun cu privire la aria minimă, în special cu o definiție riguroasă, nu poate fi realizată într-o manieră generală satisfăcătoare. Acest aspect este strâns legat de metoda pătratului de probă, însă stabilirea suprafeței minime este valabilă în orice tip de ecosistem, terestru, dulicol sau marin.

Calcularea ariei minime de probă se poate face prin curbe teoretice. Se admite de regulă că aria minimă este atinsă atunci când o creștere cu 10% a suprafeței relevului corespunde unei creșteri de cel puțin 10% a numărului de specii. De asemenea, se presupune că atunci când este atinsă aria minimă, numărul de specii pe relevu este distribuit normal pentru un anumit număr de relevue efectuate într-o aceeași biocenoză. Acest aspect nu este unul deosebit, deoarece numărul de specii pe quadrat (o suprafață mult inferioară ariei minime) poate fi deja distribuită normal (dreapta lui Henri).

Aria minimă poate varia (100-250 cm²) având după caz pațărate cu suprafață de 20x20 cm, uneori 30 x 30 cm, 15 x 15 cm sau chiar 10 x 10 cm. În mediu marin aria minimă este foarte redusă în comparație cu cea utilizată în mediul terestru (15 cm²).

Alături de aria minimă specifică, adesea se distinge *aria minimă structurală* care este totdeauna mai extinsă (500 cm² de exemplu într-un biotop sciafil dintr-o zonă cu hidrodinamism puternic).

2.4.3. Capcane de suciune

Se folosesc pentru toate tipurile de insecte zburătoare. Principiul metodei se bazează pe existența unui motor ce pune în acțiune un ventilator care absorbe aerul. În zona de suciune se montează un con de tifon prevăzut cu schelet metalic, la care se atașează un borcan de colectare. Există mai multe modele ce pot funcționa cu motoare de puteri diferite. Acest tip de capcane pot fi folosite atât ziua cât și noaptea, în acest din urmă caz fiind cuplată cu o sursă luminoasă.

2.4.4. Capcane de tip rotativ

Acest tip de capcane se bazează tot pe utilizarea unui motor care rotește în aer un braț de formă literei T, prevăzut la un capat cu un fileu de colectare iar la capătul opus cu o contragreutată. Uneori, pot fi montate filee la ambele capete ale brațului. Capcana poate fi utilizată și pe timp de noapte și pe timp de zi. Va fi folosită pentru toate tipurile de insecte zburătoare mici.

Deficiențe: aceste tipuri de capcane rotative prezintă dezavantajul că rezultatul capturilor este influențat de viteza vântului; deosemenea, nu vor exista indicii cu privire la periodicitatea zborului insectelor, iar mărimea probei va fi influențată de densitate. De obicei, aceste tipuri de capcane nu dau rezultate în cazul insectelor foarte bune zburătoare (odonate, lepidoptere diurne și sfingide, diptere tabanide și.a.) sau pentru cele de talie mare.

2.4.5. Colectarea insectelor și acarienilor de pe plante

Metodele de colectare al acestor organisme se bazează pe utilizarea unor substanțe chimice care obligă insectele fitofage mici și acarienii să-și părăsească locul de hrănire sau adăpost. Pentru același scop pot fi folosite metode mecanice (măturare) sau temperaturile înalte.

2.4.6. Metodele chimice

Pentru aplicarea acestui tip de metode, pot fi folosite fie ramuri detașate, fie substanțele se pot aplica pe întreg aparatul vegetativ al plantei. În acest din urmă caz, sub vegetația arbustivă și arborescentă se vor întinde folii de plastic, iar după stropire materialul căzut pe folii se strâng și se analizează. Pentru probele mici se pot folosi apărate Tulgren modificate, care în loc de bec prezintă un recipient cu substanțe chimice volatile (metil izobutil cetonă, terebentină, insecticide diverse, s.a.).

2.4.7. Metode mecanice

Măturarea poate fi folosită cu succes pentru insecte robuste, cu corpul bine chitinizat (furnici, coleoptere, s.a.). În acest caz se folosesc o instalație cu două mături spirale care se rotesc în direcții opuse cu viteză mare. Printre aceste mături se trece ramura în cauză. Insectele vor fi colectate pe o placă acoperită cu o substanță adezivă montată în spatele măturilor spirale.

- Pentru acarieni și ouale lor poate fi folosită și o tehnică de "imprimare": frunzele infestate se pun pe o hârtie absorbantă cu față parazitată, iar apoi hârtia cu frunza pe ea se trece printre două rulouri de cauciuc. Fiecare acarian sau ou va lăsa o urmă pe hârtie și astfel se poate aprecia foarte rapid gradul de parazitare.

Deficiențe - metoda nu permite identificarea speciilor parazite.

- Metode bazate pe scuturare și pe bătăi în trunchi.

Insectele și aranele din coroana copacilor mai mici pot fi colectate cu ajutorul umbrelei de colectare prin scuturarea crengilor sau prin bătăi în trunchiul copacilor cu bastoane de preferat de cauciuc. Materialul colectat se triează în același mod ca orice altă probă.

2.4.8. Spălarea

Se pot folosi în acest scop diverse soluții ce obligă insectele și acarienii să părăsească planta. Ca soluții pot fi folosite diferiți detergenți sau soluții alcoolice. Aceste soluții au avantajul că dizolvă și cimentul ce fixează ouale sau nimfele unor insecte. Soluții ce pot fi folosite: benzene fierbinți, soluție fierbințe de NaOH, petrol diluat, soluție de etanol, etc. Animalele colectate vor fi numărate apoi în totalitate, pe careuri dacă sunt prea numeroase, sau pe o grilă Strickland (grila Strickland – Planșa VII - este un cerc de carton sau de material plastic ce are ocupate forme geometrice – triunghiuri de preferință – a căror arie însumată reprezintă un anumit procent din suprafața cercului – 10, 20, 25% ; grila se suprapune peste probă și se inventariază doar materialul aflat în "goluri"; ulterior, rezultatul se raportează la 100%).

Pentru insectele, miriapodele, chelicerele și gasteropodele din frunză sau din sol se poate folosi o metoda ce implică spălarea probei deasupra unei site mari ce lasă să treacă materialul biologic. Sub prima sită se găsește o a doua, mult mai fină, pe care materialul biologic este reținut.

2.4.9. Colectarea în stratul ierbos

Pentru fauna de insecte și chelicere din stratul ierbos se folosesc o serie de metode caracteristice, datorită particularităților ecologice și etologice ale acestor viețuitoare.

- Une dintre cele mai uzitate metode este aceea care presupune utilizarea de cilindri dintr-un material compact care se amplasează deasupra unei anumite suprafete de teren, sub care se introduce insecticid pulverizat. După ce insectele mor, se colectează manual și ulterior proba este prelucrată în mod standard.

- Folosirea "cortului" pentru insectele intens fototactice

In acest scop se utilizează un cadru de tablă de aluminiu prevăzut cu țăruși care se înfig în sol, cadru acoperit de un cort de tifon în vârful căruia se montează paharul de colectare. Tifonul se acoperă cu o pânză neagră, rămânând vizibil doar paharul de colectare. După 15 - 30 minute, insectele se strâng în pahar, care ulterior se detașează.

Deficiențe: metoda nu dă rezultate decât pentru insectele și araneele intens fotofile.

2.4.10. Colectarea faunei de frunză cu ajutorul aparatului Tulgren

Acest aparat constă într-o incintă de tablă sau de carton tare, prevăzută în partea superioară cu un capac detașabil pe care se montează un bec puternic și în partea inferioară cu o pâlnie de colectare deasupra căreia se montează o sită rară. Proba colectată se pune pe sită și ulterior se aprinde becul. Efectul combinat al căldurii și luminii va determina fauna de frunză să treacă prin sită, căzând prin pâlnie într-un borcan de colectare montat sub aceasta. Pentru ca metoda să fie eficientă, aparatul Tulgren trebuie să funcționeze timp de câteva ore.

2.4.11. Colectarea insectelor miniere

Pentru insectele și larvele minierecare sapă galerii în țesuturile vegetale se pot folosi mai multe metode, inclusiv disecția țesuturilor vegetale parazitate și transparentizarea frunzelor cu lactofenol, apă de Javelle, sau soluție Na OH 10 %. În același mod poate fi inventariată și fauna nematodelor parazite. Exemplu: ouale hemipterelor din frunzele de cartof pot fi puse în evidență în modul următor. Frunzele atacate se fierb în apă până devin rigide, apoi în alcool 95 % în baie de apă, după care se colorează cu roșu de metil. Urmărează apoi o baie de diferențiere într-o soluție ușor alcalină.

In final, țesutul vegetal va deveni portocaliu sau galben în timp ce ouăle afidelor rămân colorate roșu strălucitor.

Deficiențe: metoda nu permite identificarea materialului. Pentru aceasta este nevoie de "disecarea" materialului vegetal și examinarea larvelor sau adulților la binocular.

2.4.12. Metode bazate pe folosirea razelor X

Metoda este simplă, razele X putând fi folosite pentru detectarea insectelor care fac galerii în lemn sau în celor care se dezvoltă în semințele de graminee. Cavitățile în cauză apar pe radiografi și astfel se poate determina gradul de infestare.

Deficiențe: metoda este costisitoare și implică măsuri de protecție suplimentare; în plus, de cele mai multe ori nu este posibilă determinarea larvelor.

2.4.13. Colectarea ectoparaziților la păsări și mamifere

Diferitele specii ectoparazițe la păsări și mamifere pot fi colectate fie manual, cu penseta, fie prin metode de pieptănare, fumigări sau tratarea gazdei cu cloroform. În aceste din urmă cazuri, pasărea sau animalul – care în acest caz va reprezenta proba - este introdus într-o punga de material plastic care se închide etanș la gât, iar în interiorul pungii se pulverizează produsul chimic. Paraziții vor fi astfel obligați să părăsească gazda și după un timp se strâng pe fundul pungii de material plastic.

2.4.14. Capcane speciale pentru anumite tipuri de organisme

In natură există o serie de animale care au trăsături specifice în ceea ce privește regimul trofic. Astfel, cunoscându-se preferințele față de hrana, se pot imagina tehnici de colectare care să "selecteze" un anumit spectru de organisme. În aceste categorii intră animalele necrofage, cele coprofage sau care se hrănesc cu fructe în descompunere.

2.4.14.1. Capcane pentru necrofagi și coprofagi

Cadavrele și dejecțiile constituie sursa de hrană și adăpost pentru o întreagă gamă de organisme, mai ales din grupa insectelor. Toate speciile ce fac parte din aceste categorii au mirosul foarte bine dezvoltat, ceea ce face posibilă atragerea lor de la distanțe mari. Pentru ambele tipuri de organisme se folosește același tip de capcană. Aceasta constă dintr-o groapă de 10 - 20 cm adâncime și 30 - 40 cm diametru care se acoperă cu o placă de beton suspendată pe suporții în cazul necrofagilor sau cu o pâlnie de colectare în cazul coprofagilor. În ambele situații, deasupra cadavrului respectiv a dejecțiilor se va monta o sită deasă cu scopul de a împiedica insectele să ajungă la sursa de hrană. Capcana trebuie controlată la intervale regulate și materialul colectat pe sită se strâng cu un borcan de omorâre cu eter.

2.4.14.2. Capcane pentru insectele fitofage care trăiesc în copaci

Pentru diferite specii de coleoptere mai ales, se pot folosi cu succes capcane reprezentate de pachete de rămurele legate pe trunchiurile copacilor sau pe ramuri sau efectiv din ramuri cu frunze tăiate incomplet și lăsate să atârnă în coajă. Îi intr-un caz și în altul, porintre rămurele respectiv frunzele pe care de uscăre se strâng o întreagă faună de coleoptere care pot fi ușor colectate ulterior prin introducerea pachetelor de rămurele în pungi de plastic.

2.4.14.3. Capcane cu fructe în descompunere

Un mare număr de specii de insecte coleoptere - scarabeide, cerambicide, elateride - dar și lepidoptere și diptere sunt atrase de fructele în descompunere. Sucurile fermentante amețesc insectele, care sunt astfel foarte ușor de colectat. Pentru coleoptere se pot folosi cutii de tablă în care sunt puse fructe stricate, iar cutiile se leagă la o oarecare înălțime pe trunchiurile copacilor. Pentru lepidoptere, fructele vor fi puse "la vedere" în aşa fel încât exemplarele ce se vor strânge să poată fi ușor colectate cu fielul entomologic.

2.4.15. Extragerea de probe cu ajutorul electricității

Este o metodă mai deosebită care presupune existența în dotare a unor acumulatori. În acest mod se pot extrage oligochete, hirudine, larve de insecte, prin descarcare de curent electric în solul umed de pe malul apelor sau din mlaștini (metoda este mai puțin eficientă în ecosistemele terestre), folosindu-se o sursă de curent de putere joasă. Procedeul este simplu - cele două fire ale sursei de curent se îngroapă în sol, iar materialul biologic, căutând să scape de efectele curentului electric va ieși la suprafață unde va fi colectat manual.

Dezavantaje: metoda nu permite determinarea volumului de sol din care au fost extrase animalele, și astfel analiza bazată pe biomă nu oferă date veridice. De asemenea, metoda nu se poate aplica decât pentru organisme de talie medie sau mare și nu pentru fauna mărunță.

2.5. Capcane luminoase

Reprezintă o altă categorie de capcane, care pot fi folosite atât pentru colectarea insectelor zburătoare nocturne cât și pentru colectarea faunei acvatice - planctonice sau bentale.

In ceea ce privește capcanele luminoase pentru insecte, acestea sunt de mai multe tipuri. Principiul metodei este însă identic și constă în plasarea unui bec puternic - normal sau cu UV (în acest din urmă caz rezultatele capturii fiind incomparabil mai bune, dat fiind faptul că insectele au o sensibilitate accentuată pentru acest tip de radiații) - în fața unui ecran alb, iar sub bec se montează o pâlnie de colectare prevăzută cu un borcan de omorâre. De asemenea, pentru sporirea eficienței, se poate cupla un bec luminos la o capcană prin aspirare de tipul celor descrise anterior. Dintre capcanele luminoase pot fi menționate câteva variante mai răspândite: capcane luminoase Barber, capcane tip Pennsylvania (ce folosesc un tub de neon), sau capcanele tip Robinson (cu bec cu ultraviolete) - Planșă VII.

Pentru fauna acvatică planctonica, pot fi folosite capcane luminoase plutitoare de tip Baylord - Smith. O astfel de capcană (Planșa VII) se compune dintr-o placă plutitoare care are montată pe față inferioară, submersă, un bec luminos. Totodată, pe față imersată a plăcii se montează un material reflectorizant, care mărește eficiența capcanei. Sub bec se fixează un cadru de metal pe care este fixată o pâlnie de colectare ce se deschide într-un sac de tifon. În acesta din urmă se va colecta materialul viu atras de lumină.

Pentru organismele bentale se pot folosi capcane luminoase de tip Hungerford. O astfel de capcană constă dintr-un paralelipiped de metal sau plastic opac, prevăzut la un capăt cu o deschidere unde se montează pâlnia de colectare și la capătul opus cu un bec luminos. Exemplarele atrase de lumină vor intra în interiorul capcanei atrase de lumină și ulterior nu vor mai reuși să o părăsească din cauza pâlniei de colectare. Deasemenea, capcana trebuie prevăzută fie cu o greutate, fie cu un sistem de ancorare care să asigure o bună fixare pe fundul apei.

3. INTOCMIREA TABELELOR SI A GRAFICELOR

De multe ori, obținerea unor rezultate clare în analiza ecologică este condiționată de modul de aranjare a datelor brute. Departe de a fi o simplă formalitate scriptică, modul de întocmire a unui tabel sau a unui grafic presupune respectarea anumitor reguli obligatorii, a căror eludare poate duce în cel mai bun caz la îngreunarea considerabilă a modului de lucru ulterior dacă nu la compromiterea rezultatelor finale. Prezentăm mai jos câteva aspecte care trebuie respectate atunci când sunt întocmite tabelele sau graficele, ca și câteva reguli de care este bine să se țină cont în momentul în care se începe o analiză ecologică.

3.1. Intocmirea tabelelor

Claritatea și conciuniea tabelelor sunt aspecte esențiale pentru studiile de ecologie; ele indică claritatea gândirii celor ce le întocmesc. Este dificil a defini reguli pentru întocmirea tabelelor dar se pot da câteva sugestii ce pot fi folosite ca ghid.

1. Dați tabelului un titlu și o legendă astfel încât acesta să poată fi înțeles fără a se căuta descrierea experimentului.
2. Încercați a face tabelul prin aranjamente logice a liniilor și coloanelor. Amintiți-vă că de regulă este mai ușor să extindeți numărul liniilor decât al coloanelor.
3. Întocmiți primele tabele cu date brute care reflectă situația actuală. Atunci când este cerut procentajul altor cantități manipulate, întocmiți al doilea rând de tabele.
4. Atunci când se folosesc subdiviziuni ale unor categorii întocmiți capul de tabel cu liniile sau coloanele corespunzătoare (Tabelul 1.1.).
5. Nu folosiți prea multe date într-un singur tabel. Se pot folosi mai multe tabele separate (Tabel 1, 2, 3, 4, etc.).
6. Încercați să nu lăsați spații libere în tabele. Dacă un tabel este realizat cum se cuvine, este posibil a umple fiecare spațiu făcând distincție între o observație cu un număr de 0 citiri (0) și lipsa observației (-).
7. Atunci când este posibil completați în totalitate liniile și coloanele astfel încât colțul din dreapta să poată da adițunea finală a datelor în toate direcțiile.
8. Faceți distincția între totalul parțial, totalul acumulativ și totalul final.
9. Exprimăți clar numărul observațiilor făcute; atunci când sunt date valorile medii, dați de asemenea și numărul observațiilor de unde provin aceste valori medii.
10. Atunci când valorile sunt date ca procente arătați cu claritate cum au fost obținute și care sunt datele originale.
11. Atunci când se folosesc măsuratori, treceți și unitățile de măsură.

In tabelele de date primare, numărătorile vor fi exprimate în numere întregi, de exemplu în cazul animalelor, deoarece animalele nu pot fi divizate. In tabelele secundare, este adesea necesar a se decide dacă se folosesc numere întregi sau numere sau fracționate.

De exemplu, dacă sunt 100 de insecte, din care 27 sunt coleoptere este corect a stabili ca 27% sunt coleoptere. Dacă sunt 101 insecte din care 27 sunt coleoptere este posibil să se scrie 26,7326732673% sunt coleoptere. Această notare nu este tocmai corectă; probleme este de a sti

care este varianță corectă. Dacă sunt 101 insecte, fiecare insectă reprezintă cu aproximativ 1% din totalul initial. Deoarece partile de insecte nu pot fi numărat, 27% este un răspuns bun pentru scopurile propuse; 26,7% este valabil, 26,73% devine un răspuns pedant iar 26,732% este de neînteleș. Așa cum se va vedea mai târziu, diferența între 11 insecte și 12 insecte are de obicei mai multe înțelesuri decât diferența între 14,711 și 14,712. Atunci când folosirea cantităților trebuie să sugereze o precizie mai mare, folosirea zecimalelor nu poate fi evitată, dar ar trebui evitată de către ori este posibil. Când se folosesc logaritmi, este suficientă folosirea doar a două zecimali.

Valorile medii sunt adesea dificil de a fi definite într-un tabel. De exemplu, media lunării a temperaturilor maxime zilnice este dificil a fi prescurtată fără a se pierde înțelesul corect. Uneori este mai bine să se eticheteze o coloană ca total sau medie a mai multor coloane și să se specifică acest aspect în legendă, decât să se folosească incorrect prescurtări ale capetelor de coloană. Atunci când se fac observații meteorologice și se colectează mostre de animale la intervale regulate, trebuie să fim atenți la înregistrarea corectă a datelor. De exemplu, temperatura maximă se citește la un termometru la ora 9 a.m. raportată la ziua precedentă, dar temperatura minimă în ziua respectivă deoarece minima survine la orele 3 sau 4 a.m..

3.2. Întocmirea graficelor

Figurile sunt folosite pentru a exprima în mod clar ceea ce adesea poate fi numai scris. Pasul următor într-o analiză este acela de a exprima datele culese sub forma unei figuri.

Diagramele de împărțire

Folosind un exemplu în care sunt notate temperaturile unor specii de insecte în raport cu temperatura aerului, ar trebui notate urmatoarele puncte:

1. Temperaturile insectelor sunt exprimate în $^{\circ}\text{C}$.
2. Temperaturile aerului sunt de asemenea exprimate în $^{\circ}\text{C}$.
3. Fiecarei măsurători a temperaturii insectei corespunde unei temperaturi a aerului.
4. Este corect a se presupune că, dacă temperatura aerului se schimbă, atunci temperatura insectei poate de asemenea să se schimbe; este incorrect să presupunem că dacă temperatura insectei se schimbă acest lucru este determinat numai de schimbarea temperaturii aerului.

Pentru realizarea unor grafice corecte din punct de vedere științific trebuie respectate anumite reguli. Notați aceste observații, pentru cazul în care s-ar înregistra temperaturile interne ale unei insecte raportate la temperatura mediului ambient:

1. Cantitățile sunt marcate pe cele două axe și numerotate intervalele.
2. Ambele axe sunt definite, notate în grade Celsius, și specifică temperatura aerului și temperatura insectei.
3. Intervalele pentru 1 grad trebuie să fie aceleași pe ambele axe astfel încât figura este aproximativ pătrată și nu disproportională exagerat într-o direcție sau alta.
4. Fiecare punct să fie trasat clar și să reprezinte o pereche de înregistrări.
5. Temperatura aerului se figurează pe axa orizontală ox . Aceasta este o convenție dar una foarte utilizată, derivată din practica statistică în care axa verticală oy este destinată caracterelor ce se presupune a fi dependente de alte valori măsurate, trasate pe axa x . Cu alte cuvinte, dacă axa ox se schimbă, axa oy se va schimba de asemenea, dar o schimbare pe axa oy nu va produce o schimbare pe axa ox ; y este deci o variabilă dependență iar x este o variabilă independentă. Ambele sunt denumite variabile deoarece pot avea valori diferite în diferite ocazii. Ca regulă, y va reprezenta caracteristici biologice, iar x caracteristici ale mediului.
6. Figura trebuie să aibă o legendă sau o descriere ce o face inteligibilă cititorului.

7. Cantitățile cresc începând de la originea axelor. Este cel mai bine de a avea originea în punctul $(0,0)$ caz în care $x = 0$ și $y = 0$. Se poate însă folosi și alt punct de origine, de exemplu temperatura de 15°C pentru ambele axe.
8. Trasarea tendinței. O linie este trasată astfel încât să reprezinte relația aproximativă între corp și temperatură aerului. Această linie trece prin toate punctele atunci când temperatura aerului și a corpului sunt egale caz în care ea este o linie de egalitate, dar este suficient ca valorile experimentale să ilustreze ca o prima aproximare, că temperatura corpului este de obicei foarte apropiată de temperatura aerului. Nu putem spune că temperatura aerului este foarte apropiată de temperatura corpului din cauza acceptării convenției privind axele de coordonare.
9. Trebuie făcută o distincție clară între diferențele consemnări ale observațiilor folosind simboluri și linii diferite pentru fiecare serie de date înregistrate.

Punctele reprezentând perechi ale observațiilor luate simultan și schițate spunem că formează o diagramă de împărtășire. În acest fel de ilustrare, punctele reprezintă observațiile de fapt, iar linia reprezintă ipoteza.

Schițarea unei linii prin o dispersie de puncte trebuie facută cu grijă. Linia poate reprezenta o ipoteză derivată din evidența reprezentată prin puncte. O linie dreaptă poate fi trasată cu ajutorul unei rigle transparente. Cu o astfel de riglă poate fi trasată o linie respectând urmatoarele cerințe:

1. Trebuie trecut foarte aproape de media tuturor x -ilor și a y -ilor.
2. Trebuie să fie aproximativ egal numărul abaterilor punctelor de fiecare parte a liniei
3. Trebuie să fie posibil a desena alte două linii, căte una pe fiecare parte și paralele cu prima linie, care să se apropie de toate punctele.

3.3. Reguli de analiză ecologică

Ecolog colectează date pe care le folosește pentru testarea ipotezelor. Știința modernă se face prin supozitii și respingeri, prin ipoteze și teste, prin idei și date. Ecologia este o știință empirică și nu poate fi abordată doar în mod teoretic, ea reclamă date din lumea reală.

Datele și măsurările ecologice nu înseamnă însă ecologie în întregime, ci un început. În cel mai bun caz, datele pot fi doar pe jumătate știință. Ipotezele sau ideile ecologice reprezintă cealaltă jumătate, iar unii ecologi consideră că ipotezele sunt mai importante decât datele în timp ce alții argumentează contrariu. Charles Krebs (1989) consideră că ipotezele fără date nu sunt foarte utile, iar datele fără ipoteze sunt deseori.

O problemă cu care se confruntă toate științele este *ce să măsurăm?* Numai lucrurile pe care teoria le consideră importante sau și cele despre care teoria nu ne spune nimic? Teoria se dezvoltă într-o complexă interacțiune cu datele și un ecolog care ar încerca să măsoare totul ar fi fost considerat nebun într-un trecut nu prea îndepărtat. Nu faceti aceasta, sau veți risipi mult timp și mulți bani cu măsurarea și colectarea de date fără folos. Datele pot fi nefolositoare din mai multe motive. Uneori se pot dovedi de încredere, altelei neaceptabile. Ele pot fi de toată încrederea și acuratețea, dar irelevante pentru problema sănătății. Ele pot fi demne de încredere, precise și grozav de relevante, dar nu sunt colectate într-un sezon adecvat. Sau, proiectul experimentului poate fi ineficient, încât nu este posibilă o analiză statistică.

Incepăți orice cercetare prin a recunoaște următoarele reguli:

- R1 - Nu orice poate fi măsurat ar trebui măsurat;
- R2 - Găsiți o problemă și formulați o întrebare;
- R3 - Colectați datele care vor răspunde întrebării pe care ați formulat-o și faceți fericit un statistician;
- R4 - La câteva întrebări ale ecologiei este imposibil de răspuns la ora actuală;

R5 - Cu un set continuu de date, salvați timp și bani prin a decide asupra numărului de valori semnificative necesare ca date *înainte* de a începe un experiment;

R6 - Niciodată nu repetați o estimare ecologică fără o marjă de eroare previzibilă;

R7 - Fiți sceptici cu rezultatele testelor de semnificație statistică;

R8 - *Niciodată* să nu confundați semnificația statistică cu semnificația biologică;

R9 - Codificați toate datele ecologice pe care le-ați obținut și introduceți-le în calculator într-un format adecvat;

R10 - “Garbage in, garbage out” - din nimic, ieșe tot nimic.

4. CLIMOGRAME. BIOCLIMOGRAME

Organismele vii - vegetale sau animale - sunt expuse în permanență acțiunii diversilor factori de mediu. Acesta este motivul pentru care nu se poate concepe studiul populațiilor naturale fără a cunoaște ansamblul de factori de mediu care interacționează în habitatul respectiv.

Pentru mediu terestru, cei mai importanți factori de mediu sunt reprezentați de lumină, temperatură, precipitații și vânt.

In mediu acvatic, există unele diferențe. Astfel, până la o anumită adâncime, lumina rămâne un factor foarte important. De asemenea, temperatura apei este un factor de mediu de mare importanță; roluri importante în răspândirea diferitelor viețuitoare acvatice au și presiunea coloanei de apă, structura fundului, concentrația ionică - factorul ropic, și.a.

Rezultă deci, că pentru a înțelege modul în care se dezvoltă o populație oarecare este necesară nu numai cunoașterea interacțiunilor sale cu populațiile altor specii ci și tipul de interacțiune cu diferiții factori de mediu. Raportând în permanență populația la mediu în care trăiește se pot obține răspunsuri la o serie de probleme, cum ar fi de exemplu modul de dezvoltare al populației într-un interval îndelungat de timp.

Pentru familiarizarea cu aceste aspecte, vom începe prin a prezenta doi din cei mai importanți factori de mediu pentru ecosistemele terestre, și anume regimul termic și regimul hidric.

Aceste două aspecte ale microclimatului sunt în strânsă legătură unul cu celălalt. S-a constatat astfel că umiditatea influențează puternic acțiunea temperaturii asupra organismelor. De exemplu, pe vreme umedă, frigul este resimțit cu mai multă intensitate comparativ cu o vreme uscată; pe vreme foarte călduroasă, este mai ușor de suportat o temperatură de peste 30 de grade în regim uscat decât în regim umed etc.

De regulă, înregistrarea fluctuațiilor factorilor de mediu este de domeniul meteorologiei. Înregistrările au loc la stațiile meteo, la ore stabilite, standart (0 - 1,7, 13, 19 sau 6, 14, 22). Media zilnică a valorilor înregistrate se află împărțind suma valorilor la numărul lor; media săptămânală, respectiv lunară, reprezintă suma valorilor săptămânaile sau lunare împărțită la 7 sau 30 (31), iar media anuală se află împărțind suma valorilor medii lunare la 12.

Urmărirea acestor valori timp de mai mulți ani consecutiv permite obținerea de date pentru caracterizarea climatului unei regiuni prin analizarea valorilor medii ale temperaturii, precipitațiilor, etc.

Termogramele, respectiv higrogramele reprezintă graficele variațiilor lunare, anuale, etc., ale temperaturii respectiv precipitațiilor pe un anumit interval de timp.

Denumită climogramă acel grafic în care, pentru ușurarea modului de prezentare, sunt reprezentate atât temperaturile medii cât și variațiile nivelului precipitațiilor.

Prezentarea climogramelor se poate face în mai multe moduri, în funcție de aspectul dorit a fi pus în evidență.

4.1. Climograma de tip Bremer

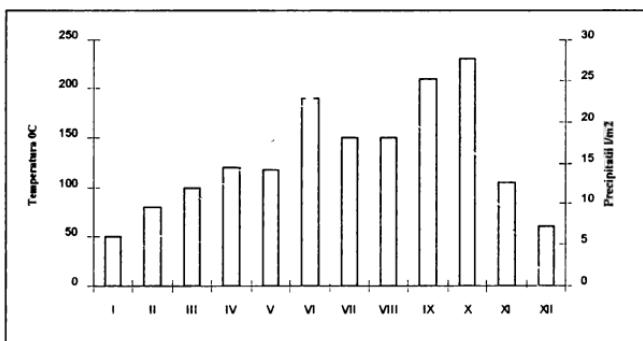
In acest caz, folosim un grafic dublu, pe abscisă înscriindu-se lunile anului iar pe cele două ordonate temperaturile medii respectiv precipitațiile. In ce privește ordonatele, trebuie avut în vedere ca punctele de origine să se afle la intersecția cu abscisa, iar valorile maxime ale

temperaturilor respectiv precipitațiilor să fie situate la același nivel. În mod contrar, observarea coralăiei va putea fi făcută mult mai greu.

De regulă, nivelul termic se înscrie prin puncte unite prin linie continuă, iar nivelul precipitațiilor se înscrie prin coloane dreptunghiuare.

Acest tip de climogramă permite punerea în evidență a perioadelor ploioase ale anului - când graficul precipitațiilor depășește pe cel al temperaturilor - sau din contră, a perioadelor secetoase - când situația este inversă cu cea descrisă mai sus.

Figura 4.1. – Climograma tip Bremer pentru o zonă subtropicală (Tokyo)



4.2. Climograma de tip Farmazov

Comparativ cu tipul precedent, climograma Farmazov folosește reprezentarea "răsturnată" a curbei precipitațiilor față de cea a temperaturilor. În acest caz, ordonată cu valorile precipitațiilor va fi orientată în sens opus celei pe care se trasează valorile temperaturilor. În urma trasării graficelor, rezultă două curbe care "se oglindesc" una în alta dacă avem de-a face și cu valori higrice care se referă la precipitații solide, acestea vor fi trasate deasupra axei timpului (OX). Graficul poate fi construit fie sub forma de curbe, fie sub formă de coloane. În funcție de gradul în care se suprapun cele două poligoane rezultate în urma unirii punctelor se va aprecia corelația existentă între regimul termic și cel higric din regiunea respectivă.

4.3. Climograma tip Bool - Cook

Pentru acest tip de climogramă, graficul este puțin diferit față de tipurile prezentate anterior. Astfel, termograma și higrograma sunt combinate între ele, graficul prezentând pe una din axe valorile temperaturii, iar pe cealaltă valorile precipitațiilor. Valorile vor fi înscrise sub formă de puncte, rezultate prin proiecția în plan a perechilor de valori termice și higrice pentru fiecare lună a anului în parte. Fiecare punct rezultat va fi numerotat cu o cifră între 1 și 12, iar în final punctele se vor uni în ordinea crescătoare a cifrelor, rezultând un poligon neregulat. Acest poligon reprezintă grafic condițiile termice și higrice ale ariei cercetate. Analiza acestui poligon poate oferi cercetătorului caracteristicile tipului de climat din zona respectivă. Astfel, dacă graficul se inclina spre axa precipitațiilor, zona în cauză se caracterizează printr-un regim ploios, corelat cu temperaturi scăzute; dacă graficul se extinde spre axa temperaturilor, înseamnă ca în zonă avem un regim secetos cu temperaturi ridicate; dacă distanțele dintre două puncte succese ale graficului sunt mari, înseamnă că variațiile temperaturilor sau precipitațiilor sunt mari de la o lună la alta; dacă apare un poligon cu linii care unesc punctele succese

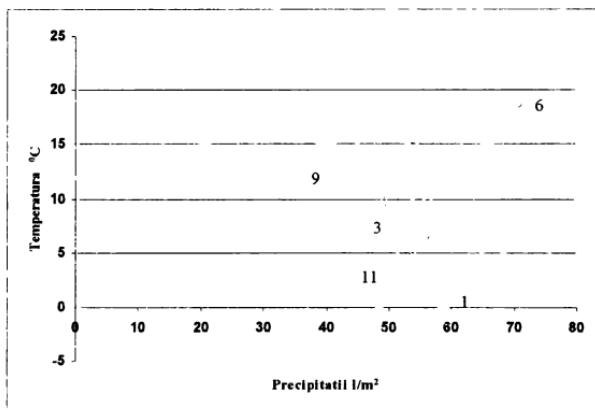
intersectate, climatul este caracterizat prin variații majore atât ale temperaturilor cât și ale precipitațiilor.

Acest tip de grafic permite foarte ușor analiza comparativă a climatului unor regiuni, pur și simplu prin suprapunerea poligoanelor rezultate în urma unirii punctelor.

Un alt aspect important legat de climograma Bool - Cook este acela că ea permite cercetătorului să știe cu certitudine dacă o specie este sau nu adaptată perfect climatului în care se găsește la un moment dat, sau dacă aclimatizarea unei specii într-o anumită regiune este sau nu posibilă.

Fiecare specie este caracterizată printr-un așa numit *preferendum termic și higric* care reprezintă grafic se prezintă sub forma a trei zone concentrice: zona de *pessimum* - zona termohigrică nefavorabilă, *pejus* - zona termohigrica intermediara, și *optimum* - zona termohigrică optimă pentru dezvoltarea speciei în cauza. Dacă zonele de *pejus* și *pessimum* se înscriu ca reprezentare grafică în poligonul rezultat din unirea punctelor rezultă că specia respectivă va putea fi aclimatizată. În caz contrar, când zona optima se plasează în afara poligonului, aclimatizarea nu va reuși, mediul situându-se înafara cerințelor speciei în cauza.

Figura 4.2. – Climograma Bool-Cook pentru o zonă cu climat temperat continental (Berlin).



4.4. Bioclimograme

Pentru a obține o bioclimogramă, trebuie ca pe graficul rezultat în urma trasării curbelor temperaturii și precipitațiilor să se înscrie și variațiile numerice ale efectivelor populațiilor luate în studiu. Rezultă astfel un grafic triplu, cu trei ordonate și o abscisă. Celor două ordonate inițiale, ale temperaturii și respectiv precipitațiilor li se adaugă acum o a treia pe care se trec caracteristici ale populației studiate - număr de exemplare, natalitate, mortalitate, număr de juvenili, de masculi, femele, și a.

Analiza bioclimogramei constă în corelarea modificărilor caracteristicilor populației luate în studiu cu modificările factorilor de mediu, și astfel se pot trage concluzii privind impactul factorilor de mediu asupra dezvoltării populațiilor biologice.

Tabelul 4.1. – Mediile lunare ale temperaturilor și precipitațiilor în unele zone ale Eurasiei

		Ian.	Feb.	Mar.	Apr.	Mai	Iun.	Iul.	Aug.	Sep.	Oct.	Noi.	Dec.
Berlin - 34m (temp. cont.)	$t^{\circ}\text{C}$	-2	3	9	12	15	19	19	17	14	8	4	-1
	pp (L/m^2)	48	50	59	40	40	61	72	64	50	50	53	60
Tokyo - 6 m (subtropical)	$t^{\circ}\text{C}$	4	5	10	13	18	23	25	24	18	18	8	1
	pp (L/m^2)	50	80	100	120	118	190	150	150	210	230	105	60
Beijing – 38 m (temp. cont.)	$t^{\circ}\text{C}$	-4	2	9	17	21	25	27	22	18	8	-1	-3
	pp (L/m^2)	10	15	15	20	50	80	210	180	80	20	20	10
Tscherapundschi - 1313 m (pădure trop. umedă)	$t^{\circ}\text{C}$	11	14	16	18	19	20	21	20	18	16	15	10
	pp (L/m^2)	10	80	180	810	1500	2510	2522	2080	1210	420	60	10
Singapore - 10 m (pădure trop. umedă)	$t^{\circ}\text{C}$	26	27	27	28	29	26	25.5	25	25	24.5	24	24
	pp (L/m^2)	290	180	170	189	120	180	168	200	120	180	230	310
Bombay - 11 m (climat monsonic)	$t^{\circ}\text{C}$	21	24	28	29	29	27	27	27	28	29	26	23
	pp (L/m^2)	21	9	8	10	30	480	540	310	270	70	20	5
Oimjakon - 538 m (tundra arctica)	$t^{\circ}\text{C}$	-45	-38	-30	-25	0	9	15	15	7	-8	-25	-44
	pp (L/m^2)	20	20	15	15	3	40	49	49	30	28	28	20
Kashgar - 1300 m (podis uscat înalt)	$t^{\circ}\text{C}$	-5	2	12	18	22	28	29	19	15	9	5	-3
	pp (L/m^2)	20	10	19	10	10	10	20	16	10	11	12	11
Ulan-Bator - 1326 m (stepă)	$t^{\circ}\text{C}$	-22	-15	18	5	10	18	19	12	9	-8	-13	-20
	pp (L/m^2)	0	10	0	0	20	40	80	70	20	10	20	10

4.5. Diagrame TS

In mediul marin costier, "climatul" poate fi apreciat pe baza analizei diagramele T-S (temperatură – salinitate), care sunt construite grafic în același mod ca și climogramele Böll-Cook. Pe ordonată se reprezintă și în acest caz scara temperaturilor apei mării, iar pe abscisă scara salinităților. Valorile termice și saline din observații sunt marcate printr-un singur punct lângă care se indică timpul – ora, ziua, luna etc. sau locul. Suprafața delimitată de linia care unește diferite puncte reprezintă grafic condițiile de temperatură și salinitate ale stației date.

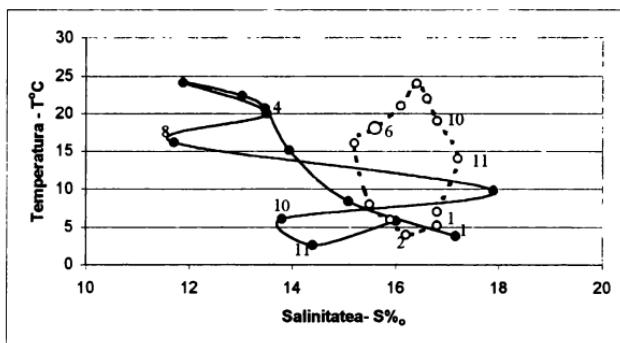
Prezentăm ca exemplu seriile lunare de temperatură și salinitate ale apei de mare la Mamaia și Varna, pentru a avea o imagine sintetică a regimului termo-halit din cele două puncte care de altfel sunt destul de apropiate.

Tabel 4.2. - Seriile lunare de temperatură și salinitate ale apei de mare la Mamaia și Varna

Luna	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Constanța (Mamaia)												
S%	16.01	14.4	13.8	17.89	11.71	13.5	11.88	13.03	13.47	13.94	15.09	17.16
T°C	5.8	2.6	6.1	9.8	16.1	20	24.1	22.4	20.7	15.1	8.4	3.8
Varna												
S%	16.8	16.2	15.9	15.5	15.2	15.6	16.1	16.4	16.6	16.8	17.2	16.8
T°C	5.2	4	6	8	16	18	21	24	22	19	14	7

Tot cu ajutorul diagrameelor T-S se pot stabili și masele de apă de pe o zonă întinsă când punctele de corespondență T și S se marchează cu numărul stației.

Figura 4.3. - Diagrama T-S pentru Constanța și Varna
(Constanța – linia continuă, Varna – linia întreruptă)



Exerciții

● Alcătuji bioclimogramele de tip Bremer, Bool-Cook și Farmazov pentru următoarele șiruri de date:

a.

Luna	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
T°C	-4	0	11	16	18	22	30	32	24	13	6	-1
P ml/m ²	66	54	80	56	89	160	90	15	16	16	70	96
% Colembole	2	5	18	34	57	80	178	400	260	67	43	17

b.

Luna	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
T°C	-4	-2	9	15	18	22	30	32	24	13	5	-2
P ml/m ²	50	50	70	80	100	120	10	15	15	40	100	120
% Colembole	2	4	8	16	32	64	256	512	128	80	30	15

c.

Luna	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
T°C	-6	-4	0	10	16	21	28	32	24	16	8	0
P ml/m ²	80	30	80	80	100	120	50	5	15	10	90	120
% Colembole	1	2	36	50	57	80	200	300	200	100	60	20

d.

Luna	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
T°C	-1	0	15	18	20	24	32	34	22	15	8	6
P ml/m ²	40	60	80	80	70	160	90	15	16	16	70	96
% Colembole	3	5	20	40	60	80	180	400	260	70	40	20

e.

Luna	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
T°C	-3	1	10	18	20	26	30	32	24	12	6	3
P ml/m ²	70	50	80	60	90	180	100	20	20	20	70	100
% Colembole	3	7	20	40	60	80	160	480	240	120	40	10

T°C - temperatură medie lună

P ml/m² - precipitații

% Colembole - procent de capturare al unei populații de Colembole din frunză

5. ANALIZA DATELOR

Această parte a analizei se desfășoară în întregime în laborator, sub lupa binocular și microscop; triajul probelor permite stabilirea unei liste de inventar floristic și faunistic - listă taxonomică - pentru zona/zonele analizate.

Punct de plecare pentru o suită de cercetări, lista taxonomică are o importanță capitală. O primă problemă apare în momentul în care este necesară inventarierea taxonilor vegetali din mediul acvatic, unde pe lângă specii macrofite, o mare parte a taxonilor au dimensiuni microscopice iar determinarea lor ridică probleme serioase.

O lucrare de bionomie efectuată pe baze sistematice incerte este o arhitectură complicată construită pe nisipuri mișcătoare. La ora actuală și încă pentru mult timp de aici înainte, fără indoială că studiul vegetației marine este de competență sistematicienilor sau a echipelor care includ sistematicieni.

5.1. Parametri analitici

O serie de parametri analitici pot fi folosiți pentru caracterizarea asociațiilor de organisme. Prezentăm în continuare unii parametri folosiți pentru caracterizarea asociațiilor vegetale, dar care se pot folosi într-o oarecare măsură și pentru unele tipuri de asociații de organisme animale - de ex. pentru animale acvatice sesile din bentos.

5.1.1. Acoperirea (R_i)

Este primul dintre cei doi coeficienți principali atribuiți fiecărei specii, și este procentajul aproximativ al suprafeței de substrat acoperită în proiecție de specia i . Vegetația se dispune în mai multe straturi; acoperirea totală a unui relevu este calculată după formula:

$$\text{acoperirea totală} = \sum_{r=1}^n R_i$$

unde n este numărul de specii ale relevului

Acoperirea totală este în general superioară valorii de 100%. Aceasta nu trebuie confundată cu *gradul de acoperire*, care adesea figurează la începutul preleveelor, procentajul suprafeței de substrat acoperit prin proiecție de către floră (fără distincție între specii și strate) și care desigur, nu depășește niciodată 100%. În biotopurile studiate acest grad de acoperire este cel mai adesea cuprins între 90 și 100%.

Din variantele modurilor de notare a acoperirii, cel mai simplu este cel al notării directe, fără codificare; acest mod de notare are avantajul că nu se "traduce" cu o pierdere de informație, ceea ce îl face important pentru prelucrările statistice aleatoare.

De asemenea, se poate folosi o clasă de acoperire cu 5 clase, după cum urmează:

- 1 - sub 1/16 din suprafață (<6,25%);
- 2 - 1/16 din suprafață (6,25 - 12,5%);
- 3 - 1/8 - 1/4 din suprafață (12,6 - 25%);
- 4 - 1/4 - 1/2 din suprafață (26% - 50%);

5 - peste 1/2 din suprafață (> 50%);
sau, scara de abundență - dominantă Braun-Blanquet:

- + - acoperire neglijabilă;
- 1 - sub 5% din suprafață;
- 2 - 5 - 25% din suprafață;
- 3 - 25 - 50% din suprafață;
- 4 - 50 - 75% din suprafață;
- 5 - peste 75% din suprafață;

Unii specialiști folosesc de asemenea volumul algelor (apa dislocuită de fiecare specie în parte), raportând acest volum la metrul pătrat.

Trebuie menționat și faptul că acoperirea folosită cu precădere de botaniști joacă același rol ca abundența zoologilor (inventarul exact - sau cât mai exact - al indivizilor speciei considerate, cu referire la un volum sau la o suprafață).

5.1.2. Sociabilitatea

Notată de la 1 la 5, sociabilitatea este al doilea coeficient atribuit fiecărei specii în sistemul Braun - Blanquet. Notarea se face în modul următor:

- 1 - indivizi izolați
- 2 - indivizi care formează grupe mici;
- 3 - indivizi care formează aglomerări;
- 4 - indivizi care formează mici colonii;
- 5 - populații compacte.

Acest indice are o importanță relativă. Unii cercetători îl consideră un coeficient steril la nivelul studiului asociațiilor, care de fapt dublează abundența - dominantă. Totuși, sociabilitatea poate genera în mintea cercetătorului imagini care să-i servească drept bază în studiile statistice.

5.1.3. Coeficientul de biomasă (Boudouresque, 1969)

În cadrul sistemului Braun - Blanquet, pe lângă abundență - dominantă, este de preferat înlocuirea sociabilității cu coeficientul de biomasă. Acest coeficient se exprimă tot pe clase de valori, după cum urmează:

- + - biomasă neglijabilă;
- 1 - 1 - 10 g m⁻²;
- 2 - 10 - 100 g m⁻²;
- 3 - 100 - 1000 g m⁻²;
- 4 - 1 - 10 kg m⁻²;
- 5 - peste 10 kg m⁻²;

Avantajele acestei scări pot fi argumentate în modul următor:

- Este o combinare a acoperirii cu o estimare a biomasei, ținând seama în mod precis de importanța reală a fiecărei specii.
- Fiecare grad al coeficientului de biomasă este suficient de extins pentru că o apreciere empirică și rapidă să fie posibilă: după câteva relevări, devine în general inutil să se mai facă căntăriri de verificare.

- Aria minimă a populațiilor bentale de pe substrat dur pietros, fiind în general mult inferioară valorii de $1/10 \text{ m}^{-2}$, devine posibil ca efectuând relevări de $0,1 \text{ m}^{-2}$ să concentram la m^{-2} biomasa observată: este de ajuns să decalăm cu o linie citirile în tabelul de mai sus ($1 = \text{de la } 0,1 \text{ la } 1 \text{ g}$; $2 - 1 - 10 \text{ g}$, etc.).

- Scara logaritmică a coeficientului de biomasă îi conferă acestuia interesante potențialități de exploatare teoretică și statistică care constituie obiectul unor dezvoltări ulterioare.

- Este posibil de a crește precizia coeficientului, ca de exemplu:

$0,5 - \text{aproximativ } 1 \text{ g m}^{-2}$

1,5 - aproximativ 10 g m^{-2}
2,5 - aproximativ 100 g m^{-2} ... etc

- Pentru exploatarea coeficientului de biomasă într-un tabel care să cuprindă un anumit număr de releeve, trebuie să se facă să corespundă la fiecare valoare a acoefficientului biomasa medie convențională, după cum urmează:

- 1 - $5,5 \text{ g m}^{-2}$,
- 2 - 55 g m^{-2} ,
- 3 - 550 g m^{-2} ,
- 4 - $5,5 \text{ kg m}^{-2}$,
- 5 - este preferabil ca în cazul acestei clase să se pună valoarea reală în kg.

Biomasa specie cu specie

Cântărirea fiecărei specii poate fi făcută sistematic (greuă umedă sau uscată raportată la m^2). Din punct de vedere bionomic, aceste date numerice pot fi destul de înșelătoare, nesigure, tinând seama de dificultățile care apar în obținerea lor: timp lung de procesare, separarea pe specii, problemele puse de epifite, etc.

Semne particulare

In tabelul releeveelor, la dreapta coeficienților de acoperire și sociabilate pot figura următoarele simboluri

- e - epifită
- e' - epifită de ordinul 2
- i - endofită
- j - juvenil
- < - vitalitate redusă

5.1.4. Coeficientul de reproducere

In fiecare releveu, pentru fiecare specie se notează prezența sau absența organelor de reproducere precum și aprecierea asupra abundenței lor (foarte rare, rare, comune sau foarte comune). Prin definiție, coeficientul G_i de reproductivitate al fiecărei specii este:

- 0 - nu există organe de reproducere
- 1 - organe de reproducere foarte rare (RR);
- 3 - organe de reproducere rare (R);
- 6 - organe de reproducere comune (C);
- 10 - organe de reproducere foarte comune (CC)

Pentru releeve, sau pentru un supergrup ecologic, ori un grup ecologic, etc care cuprinde n specii, coeficientul de reproducere poate fi calculat după o formulă ca cea de mai jos:

$$C_{(r)} = \sum_{i=1}^n R_i G_i$$

unde R_i reprezintă acoperirea medie a speciei.

5.1.5. Densitatea reproducerei

Coeficientul de reproducere permite de a defini densitatea reproducerei (în care numitorul reprezintă, dacă este vorba de un relevu, acoperirea totală a relevului):

$$D_{(r)} = \frac{\sum_{i=1}^n R_i G_i}{\sum_{i=1}^n R_i} = \frac{C_r}{\sum_{i=1}^n R_i}$$

unde n reprezintă numărul de specii sau grupe de specii identificate în cadrul relevului.

Densitatea reproducării poate avea valori între 1 și 10.

Acest coeficient permite de a da valori și să o pondere nivelului reproducării unei populații sau a unei fracțiuni din populație. Acest parametru trebuie utilizat cu oarecare prudență - este evident că o specie sterilă la timpul t se poate întâlni în proces de reproducere ulterior.

5.1.6. Indicele de diversitate a lui Margalef (IM)

Acest indice măsoară într-o populație - care constituie un sistem homeostatic - cantitatea totală de informație care rezultă din diferențierea între specii:

$$IM = 1/n \cdot (\log_2 N! / N!1!N2!...Ni!...Nn!)$$

Formula lui Stirling asigură o apreciere corectă a acestui indice, avantajul fiind renunțarea la termenii factoriali:

$$IM = - \sum_{i=1}^n \frac{N_i}{N} \log_2 \frac{N_i}{N}$$

unde N reprezintă numărul de indivizi prezenti în populație, N_i numărul de indivizi ai speciei i și n numărul total de specii. În cazul particular al covorului vegetal, în formulă termenul N_i/N cu dominanța în funcție de acoperire R_i .

În mod logic, indicele lui Margalef ar trebui calculat pentru ansamblul speciilor vii din populația considerată, adică pentru diverse nivele trofice, ceea ce în realitate este greu de realizat.

5.1.9. Numărul de specii

Numărul de specii pe relevu, dacă semnificația sa este evidentă nu trebuie să fie considerat ca un parametru foarte precis; el poate varia în funcție de suprafața de probă. Odată fixată suprafața relevelor se poate trece la inventarierea speciilor care devine un parametru notabil.

Fluctuațiile acestui parametru sunt semnificative, datorită faptului că este extrem de dificil de evaluat numărul total de specii dintr-o biocenoză; chiar și în cazul populațiilor de plante macrofite sau de alge se pune problema epifitară.

Numărul de specii permite de a ăsura precizia lucrărilor ulterioare (în timp ce suprafața relevelor este aceeași). În unele cazuri pare că o parte din flora macroscopică care s-ar putea evalua cu precizie (3/4 la 5/6) a fost lăsată de o parte, ceea ce nu totdeauna se precizează în texte.

5.1.8. Frecvența

Acest parametru are aceeași semnificație ca cel descris mai jos, la capitolul privind analiza sinecologică, și reprezintă numărul de pătrate de probă în care este prezentă specia i raportat la numărul total de probe considerat a fi 100%.

5.1.9. Coeficientul Q

Numim Q efectivul specific al unui subansamblu oarecare într-un relevu. În acest caz este vorba despre o noțiune simplă, dar ale cărei aplicații sunt foarte importante. Coeficientul Q se calculează totdeauna pentru un relevu (și nu pentru un ansamblu de relevă sau pentru un tabel, deoarece în aceste cazuri parametrul nu are sens metodologic).

6. ANALIZA STATISTICĂ A DATELOR

Analiza statistică reprezintă un important instrument de lucru pentru prelucrarea datelor și interpretarea lor. În prezent, numărul de informații este atât de mare încât nu mai pot fi analizate prin metode clasice. Din aceste considerante, au fost elaborate diverse metode bazate pe calculul matematic, metode care să permită aprecierea rapidă și cât mai corectă (conformă cu realitatea din teren) a datelor înregistrate. Acest ansamblu de metode, unele simple, altele cu grad ridicat de complexitate reprezintă ceea ce se numește analiză statistică. Acest tip de analiză se poate aplica oricărora parametri măsurabili - direct sau indirect - ai unor indivizi, populației, asociațiilor, etc.

6.1. Fișa statistică. Modul de alcătuire a fișei statisticice

Pentru a putea fi analizate statistic, datele brute trebuie înregistrate într-un anumit mod. Astfel, primul pas îl reprezintă alcătuirea fișei statisticice - instrument esențial de lucru în analiza statistică a oricărui șir de date.

O fișă statistică nu se întocmește la întâmplare, existând câteva reguli ce trebuie respectate întocmai.

În colțul din stânga sus se înscrie data întocmirii, numărul de cazuri din șirul de variație (n), limitele de variabilitate (minima și maxima) și intervalul de clasă i .

Fișa statistică se prezintă sub forma unui tabel cu șase coloane în care se înscriu următoarele date:

- în coloana I se înscriu *clasele de variație*, una sub alta. Împărțirea în clase de variație se efectuează în modul descris mai jos, ținându-se cont de faptul că aceste clase reprezintă intervale egale de valori, cu o limită inferioară, o limită superioară și un centru de clasă. Pentru un șir de date mai mic de 40 de cazuri se stabilesc de regulă 4 - 5 clase, pentru 40 - 60 de cazuri numărul claselor urcă la 6 - 8 iar pentru șirurile mari, cu peste 100 de cazuri se stabilesc 8, 10 sau mai multe clase de variație.

Intervalul de clasă se află împărțind amplitudinea variabilității (diferența între valoarea maximă și cea minimă din șirul de date) la numărul de clase stabilit arbitrar, iar rezultatul se rotunjescă în așa fel încât să reprezinte un număr întreg. Pornind de la intervalul de clasă se vor stabili mai apoi și clasele de variație, adunând intervalul de clasă la valoarea minimă, apoi la rezultatul acestei adunări, și așa mai departe, până la epuizarea șirului de date (vezi exemplul).

- în coloana II se repartizează valorile în clasele de variație care le cuprind, fiecare valoare fiind notată cu un semn convențional (linie, punct, etc.).
- coloana III, notată cu f cuprinde numărul de cazuri din fiecare clasă în parte. Se va alege o medie arbitrară, notată cu A , care reprezintă centrul de clasă al clasei cu cel mai mare număr de cazuri (clasa cu frecvența cea mai mare).
- coloana IV cuprinde abaterile în plus sau în minus de la clasă cu media arbitrară, notate în unități de intervale de clasă.

- coloana V, notată fa , cuprinde produsul între frecvență și abatere; se adună valorile de același semn și se scade abaterea mai mică din cea mai mare, rezultând Σfa - suma abaterilor de la media arbitrară.

- coloana a VI-a, notată fa^2 - reprezintă produsul între frecvență și pătratul abaterii de la media arbitrară. În josul coloanei se face Σfa^2 .

Pentru ca o probă să poată fi prelucrată statistic, trebuie îndeplinite mai multe condiții: proba să fie omogenă (datele să se refere la același caracter); să fie suficient de numerosă (să cuprindă minimum 15 - 20 de cazuri); să fie aleasă la întâmplare (valorile extreme nu trebuie eliminate din sirul de date).

Aceste condiții trebuie să îndeplinească pentru ca sirul de date să respecte cât mai fidel realitatea și variabilitatea materialului analizat. Nerespectarea acestor condiții duce la concluzii greșite iar rezultatele investigațiilor vor fi false.

Exemplu de calcul

Analiza lungimii superuncusului la *Papilio eurymedon* (Lepidoptera – Papilionidae, America Centrală). Datele sunt exprimate în $mm \times 10^{-2}$.

11.5; 11.5; 11; 11.5; 10; 11.5; 10.5; 10.5; 12; 11.5; 11.5; 11; 10.5; 10.5; 9.5; 10.5; 12; 11.5; 11; 13.5.

Datorită faptului ca numărul de cazuri din sirul de variație este mic (20), alegem arbitrar 4 clase de variație. Se calculează intervalul de clasă pornind de la valorile minimă și respectiv maximă din sir:

$$\text{Max} - \text{Min} = 13.5 - 9.5 = 4$$

$$\text{intervalul de clasă} = 4 / 4 = 1 \times 10^{-2} \text{ mm}$$

După aceasta, se poate trece la întocmirea fișei statistică propriu-zise:

$$n = 20$$

$$\text{Min} = 9.5 \text{ mm} \times 10^{-2}$$

$$\text{Max} = 13.5 \text{ mm} \times 10^{-2}$$

$$i = 1$$

clasa		f	a	fa	fa^2
9,5 - 10,5		8	-1	-8	8
10,6 - 11,5		9	0	0	0
11,6 - 12,5	//	2	1	2	2
12,6 - 13,5	/	1	2	2	4
Σ	20	20		-4	14

$$\text{Clasa I: } 9.5 + 1 = 10.5$$

$$\text{Clasa II: } 10.5 + 1 = 11.5$$

$$\text{Clasa III: } 11.5 + 1 = 12.5$$

$$\text{Clasa IV: } 12.5 + 1 = 13.5$$

Ca medie arbitrară se alege mijlocul clasei cu cea mai mare frecvență, în cazul nostru clasa II.

$$A = 11,05$$

Odată întocmită fișa statistică, se poate trece la analizarea statistică propriu-zisă a datelor și la calcularea principalelor parametrii.

Diferite caractere pot fi corelate între ele: înălțimea cu greutatea, greutatea branhiială la pești și crustacei cu greutatea corpului, lungimea craniului cu lățimea condilobazală, înălțimea cochiliei la moluște cu lățimea, și.a. Pentru punerea în evidență a acestor legături se folosesc diferenți coeficienți cum ar fi *coeficientul de corelație și coeficientul de regresie*.

6.2. Stabilirea numărului de clase și a intervalului de clasă

Numărul de clase al unui șir de variație supus analizei are o importanță majoră pentru determinarea caracteristicilor respectivelor date. Acest număr, cât și intervalul de clasă se pot alege în două moduri: arbitrar, așa cum am arătat anterior, prin determinări repeatate, sau, prin calcularea directă în funcție de numărul de valori din șir și de amplitudinea variației sirului.

In ceea ce privește valoarea maximă a numărului de clase, în statistică ecologică se întâlnesc două opinii:

- O primă opinie se referă la ideea că cu cât sunt mai multe valori în sirul de variație, cu atât mai mare va fi și numărul de clase de variație. Se lucrează astfel cu un număr de clase cuprins între 7 și 15 pentru sirurile mici și cu un număr de clase mai mare de 20 pentru sirurile mari.
- Cea de-a doua opinie aparține specialiștilor care susțin că numărul de clase nu trebuie să depășească intervalul de 6-8 pentru că altfel se îngreunează prea mult procesul de prelucrare a datelor.

In practică, dacă nu se recurge la prima variantă de determinare a intervalului de clasă, se pot folosi relațiile lui Sturges, după cum urmează:

$$i = (\text{Max} - \text{Min}) / (1 + 3,3 \log n);$$

sau

$$\text{nr. clase de variație} = (1 + 10) / (3 - \log_{10} n);$$

iar

$$i = (\text{Max} - \text{Min}) / \text{nr. de clase de variație};$$

unde:

- Max reprezintă valoarea maximă a sirului de date;
- Min reprezintă valoarea minimă a sirului de date;
- Diferența Max – Min reprezintă amplitudinea sirului de date;
- n reprezintă numărul de cazuri din sirul de variație;
- $1 + 3,3 \log n$ reprezintă numărul de clase; în practică, acesta se rotunjește.

Folosirea acestei metode reduce mult complicațiile care apar dacă se lucrează prin tatonare, și de aceea metoda este de preferat nu numai pentru sirurile mari dar și pentru cele mici.

Exemplu de calcul

Pentru exemplul anterior, cu întocmirea fișei statistice privind lungimea superuncusului la *Papilio eurymedon*, ar trebui să se lucreze cu 5 clase de variație și nu cu 4. Aplicând una dintre formulele de mai sus, intervalul de clasă i este:

$$i = (13,5 - 9,5) / (1 + \log 3,3) = 4 / (1 + 4,293) = 0,75 \times 10^{-2} \text{ mm}$$

In exemplul lucrat anterior prin tatonare, intervalul de clasă fusese egal cu 1×10^{-2} mm, iar numărul de clase de variație fusese de 4. *Refaceți calculele pentru noile valori ale intervalului de clasă și comparați rezultatele.*

Dacă se analizează parametri care se modifică în timpul vieții individului în mod major în anumite perioade ale anului (de exemplu parametrii corporali la om în primii ani de viață) se pot folosi intervale de clasă inegale. Pentru om, se pot construi clase pornind de la un interval de clasă de un an, în timp ce peste 6 ani intervalul de clasă poate fi ridicat la 5 ani.

6.3. Indicatori ai localizării valorilor unui sir de date (indici cantitativi)

Fiecare sir de date poate fi caracterizat printr-o serie de parametri. In analiza statistică, acești parametri pot fi folosiți pentru compararea a două sau mai multe populații. In acest mod, diferențele existente pot fi cuantificate în mod vizibil și se poate aprecia de exemplu gradul de înrudire a două sau mai multe specii pe considerente biometrice.

6.3.1. Valorile extreme

Reprezintă valorile maximă și respectiv minimă din întregul sir de date. Aceste valori pot fi folosite pentru compararea unor populații ale aceleiași specii din habitate diferite.

6.3.2. Media aritmetică - X

Când proba este omogenă, cele mai multe valori se distribuie în jurul unei valori medii, a unei valori centrale.

Media aritmetică se calculează după formula următoare:

$$X = A + b_i \text{ sau } X = A - b_i, \text{ unde}$$

A este media arbitrară, i. Intervalul de clasă iar b corecția mediei, valoare ce poate fi pozitivă sau negativă și care se calculează după formula:

$$b = \sum f_a / n$$

In cazul nostru, b = - 4 / 20 = - 0,2.

$$X = 11,5 - (0,2 \times 4) = 10,25$$

6.3.3. Mediana

Este acea valoare care împarte un sir de date ordonate în două subserii egale ca număr de date. In cazul reprezentării medianei pe o curbă de frecvență, aceasta împarte aria situată sub curbă în două zone de arii egale. Dacă seria de date este formată dintr-un număr par de valori, mediana va fi valoarea medie dintre cele două valori aflate la mijlocul seriei; dacă sirul de date este alcătuit dintr-un număr impar de valori, mediana va fi reprezentată de valoarea centrală a sirului de date.

Inafara analizei statistice, mediana poate fi utilizată și în alte moduri. De exemplu, în ecologia populațiilor, mediana poate fi folosită pentru a exprima media de viață (vârstă la care mor 50% din indivizi unei populații), iar în ecotoxicologie valoarea medianei este asa-numita LD50% (doza letală la care mor jumătate din indivizi care alcătuiesc o populație).

6.3.4. Moda (mod, modul, valoare dominantă, valoare modală)

Reprezintă punctele de maxim local care apar pentru serii de date cu mai multe "vârfuri". Din punct de vedere ecologic, prezența mai multor valori modale poate indica faptul că "populația" din care au fost extrase datele reprezintă de fapt un amestec de două sau mai multe subpopulații, fiecare dintre acestea fiind caracterizată prin valori diferite ale medianei. Prezența unei singure valori modale indică din contră, faptul că avem de-a face cu o populație omogenă în ceea ce privește caracterul analizat.

In cazul unei distribuții unimodale simetrice, moda, mediana și media aritmetică coincid. Dacă sirul de date prezintă o distribuție unimodală asimetrică, atunci mediana se află plasată între medie și modă.

6.3.5. Quartilele (Q1, Q2, Q3)

Sunt acele valori care împart sirul de date ordonat în mod crescător în patru grupe egale ca număr de valori. Dacă sunt reprezentate pe o curbă de frecvență, quartilele împart aria de sub curbă în patru sectoare de arii egale fiecare cu 25% din aria totală. Q1 este numită quartilă inferioară, Q2 mediană iar Q3 quartilă superioară. În cazul unei distribuții simetrice a datelor, Q2 este egală cu mediana, moda și media aritmetică.

Quartilele se calculează după o formulă de tipul:

$$Q_i = N (i / 4)$$

unde N reprezintă numărul de date din sirul de variație;

Rezultatul va indica numărul valorilor din sir care rămân în stânga quartilei. Dacă rezultatul este fracționat, acesta se va rotunji prin adiție, obținându-se rangul termenului care coincide cu quartila. Dacă rezultatul este un număr întreg, quartila va fi egală cu semisuma valorii indicată de rezultat și valoarea imediat următoare.

Exemplu: pentru seria 1, 2, 3, 7, 8, Q1 = 2, Q2 = 3, Q3 = 7;

pentru seria 1, 2, 8, 8 Q1 = 1,5, Q2 = 5, Q3 = 8.

6.3.6. Decilele (D1, D2, ..., D9)

Impart seria de date în 10 subserii egale iar calcularea lor se face în mod similar cu a quartilelor.

6.3.7. Centilele (C1, C2, C3, ..., C10, ..., C99)

Impart seria în 100 de subserii egale. Calcularea se face ca în modelul anterior.

6.3.8. Cuantilele de ordin m

În cazul oricărui sir de variație, cuantilele de ordin m sunt acele $m-1$ valori care împart sirul în m subserii (grupe de date) egale ca număr de date.

În acest fel, mediana este o cuantilă de ordin 2, quartilele sunt cuantile de ordin 4, decilele sunt cuantile de ordin 10 iar centilele sunt cuantile de ordin 100.

Cuantilele de orice ordin pot fi folosite de regulă pentru compararea unor populații aparținând la aceeași specie.

6.3.9. Tipuri de distribuție

Înainte de a se trece la analiza indicilor menționăți anterior, se poate face o analiză sumară a datelor examinând însăși forma graficului. Analiza modului de distribuție a datelor poate oferi el însuși o serie de date despre populația analizată, dar, cu toate că se poate evidenția pe grafic dacă o populație este apropiată de o altă, nu se poate cuantifica această apropiere.

Distribuția **unimodală** se caracterizează prin faptul că sirul de date analizat are o singură modă. Distribuția unimodală poate fi la rândul său simetrică sau asimetrică.

Distribuția **unimodală simetrică**. Dacă datele înregistrate sub forma fișei statistice și grupate în clase de variație se grupează într-o singură clasă, populația/proba se caracterizează printr-o omogenitate absolută, iar proba este centrată într-un singur punct (Fig. 6.1.). Același aspect este relevat și dacă datele se grupează sub forma unei curbe Gaus, însă în acest caz nu mai avem o omogenitate absolută, iar proba exprimă o tendință centrală (Fig. 6.2.).

Distribuția **unimodală asimetrică** se întâlnește atunci când graficul rezultat din ordonarea claselor de variație este deplasat spre stânga sau spre dreapta. În acest caz putem

avea mai multe variante – deplasare spre stânga și respectiv spre dreapta, în fiecare caz graficul putând prezenta o simetrie slabă, puternică și extremă (Fig.6.3. – 6.8.)

Distribuția **bimodală** apare atunci când datele se grupează în mod clar în jurul a două mode; poate fi și ea de două tipuri – simetrică, caz în care graficul are aproximativ forma literei U (Fig. 6.9.) sau asimetrică (Fig. 6.9.). Distribuția bimodală reflectă de regulă faptul că probele au fost luate din două populații diferite ale aceleiași specii care coabitează, din populații de vârstă diferite sau reflectă faptul că există diferențe între datele înregistrate pentru cele două sexe de exemplu.

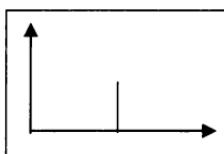


Figura 6.1.
Distribuție centrată

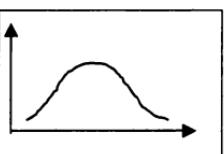


Figura 6.2.
Distribuție centrală

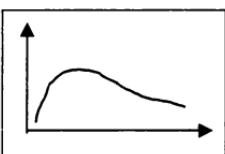


Figura. 6.3. Distribuție
slab asimetrică de stânga

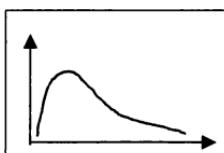


Figura 6.4. Distribuție
puternic asimetrică de stânga

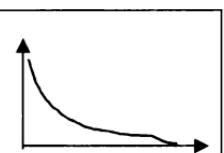


Figura 6.5. Distribuție
extrem asimetrică de stânga

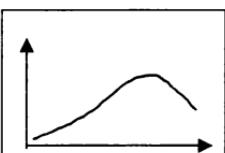


Figura 6.6. Distribuție slab
asimetrică de dreapta

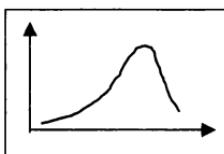


Figura 6.7. Distribuție
puternic asimetrică de

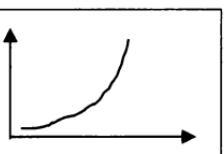


Figura 6.8. Distribuție extrem
asimetrică de dreapta

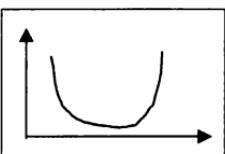


Figura 6.9.
Distribuție bimodală

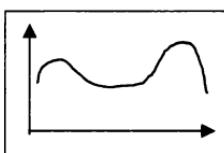


Figura 6.10. Distribuție
bimodală asimetrică

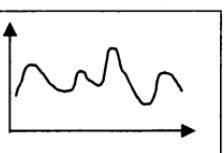


Figura 6.11.
Distribuție multimodală

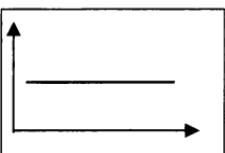


Figura 6.12.
Distribuție uniformă

Toate tipurile de distribuție menționate până la acest punct reflectă omogenitatea probei.

Distribuția **multimodală**, pe de altă parte reflectă eterogenitatea probei. Si în acest caz putem distinge două aspecte extreme: distribuție multimodală (Fig. 6.11.) și distribuție uniformă (Fig. 6.12.). În primul caz, graficul reflectă un amestec de omogenități diferite – de exemplu, datele provin de la mai multe populații diferite, fiecare dintre acestea fiind caracterizată prin altă valoare modală. Astfel de cazuri se pot întâlni frecvent dacă tehnica eșantionajului nu se respectă iar suprafața de probă este foarte mare. În cel de-al doilea caz, extrem de rar întâlnit în realitate reflectă o heterogenitate absolută, în acest caz, fiecare valoare înregistrată este o modă iar graficul apare ca o linie paralelă cu axa OX.

6.4. Indicatori ai gradului de împrăștiere (indici calitativi)

Acești indicatori sunt folosiți de regulă în tot pentru compararea șirurilor de date provenind de la populații diferite ale aceleiași specii; spre deosebire de indicii cantitativi, cei calitativi oferă o imagine mai bună asupra datelor analizate.

6.4.1. Amplitudinea (A , ω)

Reprezintă un indicator al tendinței extreme și este diferența între valoarea maximă și îninimă a unui șir de date. Oferă o imagine clară asupra gradului de împrăștiere a datelor. Amplitudinea prezintă însă și unele deficiențe în utilizare, fiind extrem de sensibilă la valorile extreme aberante.

6.4.2. Interquartila (IQ) reprezintă diferența între quartila superioară și cea inferioară, calculându-se după o formulă de tipul:

$$IQ = Q3 - Q1$$

Prezintă avantajul de a nu fi influențată de valorile extreme, oferind o imagine despre împrăștierea a 50% dintre valorile din șirul de variație și anume a acelora care cuprind media și mediana. Când IQ este mai mică sau egală cu 1/2 din amplitudine ne aflăm în fața unui șir de date intens concentrate; când IQ este mai mare ca 1/2 din amplitudine avem de-a face cu date intens dispersive.

6.5. Indicatori de împrăștiere legați de medie

În analiza diferențelor șiruri de date, media oferă de cele mai multe ori o imagine rapidă și concisă a diferențelor care pot apărea. Pornind de la această constatare, în analiza statistică se folosesc în mod curent o serie de indicatori: varianța (dispersia), deviația (abaterea) standard, coeficientul de variație, și.a.

6.5.1. Varianța (dispersie, fluctuație, S^2 pentru populații, s^2 pentru eșantioane, σ^2 pentru populațiile teoretice)

Reprezintă media aritmetică a pătratelor abaterilor valorilor seriei față de media aritmetică. Se poate calcula după formulele:

$$S^2 = [\sum (x_i - M)^2] / N$$

$$S^2 = [\sum (x_i - X)^2] / n \text{ (formula rapidă)}$$

In cazul unei serii de date formată din mai multe subserii (de exemplu date provenind de la populații locale sau de la aceeași populație dar în ani diferiți), varianța totală poate fi descompusă în varianțe ale subserilor.

Varianța se folosește la compararea valorilor același caracter la 2 - n populații diferite dacă datele au medii apropriate, sau, pentru compararea mai multor caractere ale aceleiași populații dacă sunt exprimate în aceeași unitate de măsură și medii apropriate.

6.5.2. Deviația standard (abaterea standard) - S sau σ .

Acest indicator este de fapt rădăcina pătrată a variației unui șir de date.

O abatere standard mică dovedește o dispersie strânsă în jurul mediei, în timp ce o abatere standard mare este rezultatul unei împrăștieri mari.

Deviația standard caracterizează amplitudinea dispersiei valorilor unui parametru sau caracter și se folosește pentru compararea a două șiruri de date sau pentru caracterizarea unui eșantion. Se calculează după formula:

$$\sigma = 1 \times \sqrt{\sum (fa^2 / n) - b^2}$$

In cazul nostru, $\sigma = 1 \times (14 / 20) - 0,08 = 0,812$

Deviația standard are unele deficiențe, în sensul că nu poate fi folosită decât pentru a compara șiruri de date care sunt exprimate în aceleasi unități demăsură. De asemenea dacă valorile din șirurile de date au ordine de mărime foarte diferite (exprimate fiind în aceeași unitate de măsură) deviația standard nu poate fi aplicată.

Varianța, deviația standard și media sunt parametrii cei mai importanți folosiți pentru caracterizarea șirurilor de date în mod uzual, varianța și deviația standard exprimând cel mai bine variabilitatea în interiorul unui șir de date.

6.5.3. Coeficientul de variație (C, Cv).

Reprezintă raportul dintre deviația standard și media aritmetică. Este o valoare procentuală care permite compararea variabilității șirurilor ce au fost evaluate diferit. Formula de calcul este următoarea:

$$Cv = 100 \sigma / X;$$

în cazul exemplului nostru, $C = 100 \times 0,812 / 10,25 = 7,92$

Coeficientul de variație suplineste deficiențele deviației standard, putând fi folosit în locul acesteia atunci când șirurile de date au valori exprimate în unități de măsură diferite.

Când Cv este mai mic ca 10%, atunci populația analizată este omogenă în ceea ce privește caracterul analizat; dacă Cv este mai mare decât 30%, populația este eterogenă; când Cv este cuprins între 10 și 20% atunci populația este relativ omogenă iar în cazul în care este cuprins între 20 și 30% populația este relativ eterogenă.

6.5.4. Eroarea standard a mediei (m).

Indică limitele mijlocii între care se poate afla media reală a șirului de date (prin medie reală înțelegem media ce ar fi obținută dacă toate datele de același fel referitoare la o anumită populație sau specie ar fi disponibile). Eroarea standard a mediei este invers proporțională cu numărul de valori cuprinse în șirul de variație și direct proporțională cu gradul de împrăștiere al datelor.

Formula de calcul este:

$$m = +, - (\sigma / \sqrt{n})$$

$$In cazul nostru, m = +, - 0.812 / \sqrt{20} = 0.181$$

6.5.5. Coeficientul de precizie (m %)

Reprezintă raportul procentual între medie și eroarea standard a mediei. Se consideră că în studiul variațiilor, media este bine stabilită dacă valoarea procentului obținut nu depășește 3%. Formula de calcul pentru acest parametru este:

$$m\% = 100m / \bar{X}$$

$$Pentru exemplul anterior, m\% = (100 \times 0.181) / 10.25 = 1.76$$

6.5.6. Testarea diferenței dintre medii

Pentru a decide dacă între două medii X_1 și X_2 calculate pentru același caracter pe eșantioane diferite, există o diferență semnificativă, se apelează la așa-numitul *test de semnificație*.

Când cele două șiruri de date ce urmează a fi comparate corespund distribuției normale, iar numărul de valori din probă este mai mic de 50, se poate folosi *parametrul t* ce se calculează după formula de mai jos:

$$t = \{ [\bar{X}_1 - \bar{X}_2] / \sqrt{[\sum (X_1 - \bar{X}_1)^2 + \sum (X_2 - \bar{X}_2)^2] / n_1 + n_2 - 2} \} \times \{ \sqrt{n_1 n_2 / n_1 + n_2} \}$$

unde:

\bar{X}_1, \bar{X}_2 = mediile caracterului determinat la două eșantioane diferite;

X_1, X_2 = valorile individuale din cele două șiruri de date

n_1, n_2 = numărul de valori din cele două șiruri de date

Valorile parametrului *t* sunt tabelate în raport cu diferite praguri de semnificație și cu diferite grade de libertate.

Dacă se lucrează cu serii mari, cu peste 50 de cazuri în șirul de variație, pentru testarea diferențelor dintre medii se folosește *indicele d*, ce se calculează după formula:

$$d = \bar{X}_1 - \bar{X}_2 / \sqrt{(S_1^2 / n_1) + (S_2^2 / n_2)}$$

unde S^2 este varianța.

Dacă valoarea lui *d* este mai mare de 1,96, atunci diferența este considerată semnificativă și înseamnă ca în calcularea uneia dintre medii a intervenit o eroare. În acest caz, experiența trebuie repetată.

Exerciții

- Alcatuiti fișă statistică a următorului sir de măsurători - lungimea valvelor la 20 ex. de *Mytilus galloprovincialis* (în mm)
53, 66, 43, 52, 71, 82, 77, 34, 46, 80, 62, 81, 53, 59, 66, 56, 45, 75, 67, 65
Calculați media aritmetică (X), deviația standard (S, σ), coeficientul de variație (C_v), eroarea standard a mediei (m) și coeficientul de precizie (m%) pentru acest sir de date.

● Alcatuiti fișă statistică a următorului sir de măsurători - lungimea valvelor la 20 ex. de *Mytilus galloprovincialis* (în mm)
35, 65, 57, 43, 56, 33, 42, 61, 71, 67, 24, 36, 70, 52, 71, 43, 49, 56, 46, 65
Calculați media aritmetică (X), deviația standard (S, σ), coeficientul de variație (C_v), eroarea standard a mediei (m) și coeficientul de precizie (m%) pentru acest sir de date.

● Alcatuiti fișă statistică a următorului sir de măsurători - lungimea valvelor la 20 ex. de *Mytilus galloprovincialis* (în mm)
53, 56, 75, 34, 65, 33, 24, 16, 17, 76, 42, 63, 57, 25, 17, 34, 39, 65, 64, 56
Calculați media aritmetică (X), deviația standard (S, σ), coeficientul de variație (C_v), eroarea standard a mediei (m) și coeficientul de precizie (m%) pentru acest sir de date.

● Alcătuiti fișă statistică a datelor de la tabelul 7.1. și testați parametri descriși anterior pentru exemplul respectiv.

7. METODE DE APRECIERE A CORELAȚIEI

7.1. Generalitati privind metodele de analiză a corelației

Fiecare sistem, viu sau neviu, de nivel celular, individual sau supraindividual, se caracterizează prin mai multe trăsături specifice. Între aceste trăsături se pot stabili diverse legături, diverse tendințe. Tipurile de legături pot fi determinate strict în cazul sistemelor nevii, pe când, pentru sistemele vii, caracterele sunt influențate de o serie de factori. Din această cauză, pentru sistemele caracteristice materiei vii, legăturile stabilite între caractere sunt de tip *statistic* sau *stochastic*. Acest tip de legături apar sub forma unor tendințe, și pot fi analizate folosind un aparat matematic adecvat.

Tendințele pot fi analizate fie pentru două caractere - caz în care avem corelații (regresii) simple, fie pentru trei sau mai multe - cazuri în care avem de-a face cu corelații (regresii) multiple.

Caracterele luate în studiu sunt cele care variază în timp sub acțiunea factorilor interni sau externi: înălțime, greutate - diferențele dimensiuni ale corpului în general - viteza de creștere, rata de multiplicare celulară, indicele de inteligență, etc., în fapt orice caracter masurabil prin metode directe sau indirekte.

Pentru aprecierea legăturilor care apar între trăsături este necesară în primul rând o bază de date cât mai vastă - pentru a surprinde cât mai multe perechi de date din populația supusă analizei. Ulterior, perechile de valori se pot reprezenta grafic, obținându-se un grafic simplu de corelație - diagrama de împărtăiere. Acest tip de grafic permite aprecierea din start a tipului de corelației:

- dacă punctele sunt uniform împărtăsite, înseamnă că între cele două variabile nu există corelație, altfel spus, acestea sunt independente;
- dacă punctele se distribuie paralel cu una dintre axe, din nou avem un caz în care variabilele sunt independente, pentru că la variația unui caracter, celalalt ramane nemodificat;
- dacă punctele se orientează oblic, fie ascendent fie descendent, atunci înseamnă că între cele două caractere există o legătură, reflectată printr-o corelație directă (cu căt se mărește dimensiunea unui caracter, cu atât crește și dimensiunea celuilalt) sau inversă (dacă un caracter se mărește, celalalt scade).

Pentru aprecierea legăturilor dintre anumite trăsături ale unor sisteme biologice - fie că este vorba de exemplare sau de întreg ecosistemul - se pot aplica o serie de metode statistice. Aceste metode de corelație pot aprecia legăturile dintre diferite caracteristici individuale (talie, dimensiuni, volum, greutate, etc.), populataionale (rata mortalității, rata natalității) sau legăturile între biocenoze sau ecosisteme diferite. Aparatul matematic permite atât efectuarea de corelații simple, între doi indivizi/populații/ și a. căt și corelații multiple.

7.2. Analiza corelațiilor dintre caractere

Corelațiile se pot stabili între diferitele caractere ale unor indivizi - de exemplu dimensiunea antenei la crustacee și lungimea corpului, lungimea unei anumite nervuri de la aripa unei insecte și lungimea piciorului, suprafața portantă a aripii la insecte și greutatea corpului, greutatea branhiiilor de la pești sau crustacee față de greutatea totală a corpului etc.

Tabel 7.1.a Dimensiunile scleritelor armăturii genitale la *Pieris rapae* L. (Lepidoptera – Pieridae) în mm; populație din jud. Galați (Skolka M., date nepublicate)

Parametru	Tegumen	Uncus	Tegumen-Uncus	Valva (media)	Penis	Tegumen Vinculum Saccus
	1.09589	0.821918	1.917808	2.273973	1.643836	2
	0.958904	0.726027	1.684932	2.376712	1.753425	2.054795
	1.09589	0.835616	1.931507	2.143836	1.712329	2.123288
	0.958904	0.780822	1.739726	2.020548	1.575342	1.931507
	1.164384	0.767123	1.931507	2.294521	1.684932	1.917808
	1	0.684932	1.684932	2.315068	1.643836	2.054795
	1	0.69863	1.69863	2.020548	1.589041	1.958904
	1.09589	0.712329	1.808219	2.178082	1.60274	1.958904
	1.164384	0.684932	1.849315	2.342466	1.69863	2.424658
	1.09589	0.684932	1.780822	2.321918	1.630137	2.054795
	1.109589	0.767123	1.876712	2.239726	1.589041	1.958904
	1.123288	0.821918	1.945205	2.356164	1.780822	2.123288
	1.09589	0.753425	1.849315	2.205479	1.794521	2.054795
	1.09589	0.863014	1.958904	2.136986	1.712329	1.986301
	1.027397	0.794521	1.821918	2.061644	1.438356	1.945205
	0.917808	0.767123	1.684932	2.054795	1.410959	1.986301
	1.013699	0.780822	1.794521	2.068493	1.438356	1.917808
	0.917808	0.849315	1.767123	2.150685	1.438356	1.917808
	0.972603	0.712329	1.684932	2.09589	1.712329	1.90411
	0.890411	0.767123	1.657534	1.931507	1.410959	1.808219
	1	0.753425	1.753425	1.958904	1.424658	1.780822
	0.945205	0.684932	1.630137	1.952055	1.39726	1.712329
	0.849315	0.684932	1.534247	1.952055	1.342466	1.767123
	1.027397	0.712329	1.739726	2.280822	1.712329	2.054795
	0.1068493	0.684932	1.753425	2.184932	1.657534	2.09589
	1.054795	0.69863	1.753425	2.232877	1.643836	2.027397
	1	0.821918	1.821918	2.164384	1.69863	2.068493
	1.082192	0.753425	1.835616	2.260274	1.657534	2.273973
	1.027397	0.780822	1.808219	2.19863	1.630137	2.082192
	1.013699	0.767123	1.780822	2.226027	1.643836	2.09589
	0.958904	0.684932	1.643836	2.130137	1.575342	2
	0.972603	0.712329	1.684932	2.239726	1.534247	2.027397
	1.123288	0.712329	1.835616	2.136986	1.630137	1.863014
	0.958904	0.821918	1.780822	1.938356	1.575342	1.849315
Val. Minimă	0.84932	0.68493	1.53425	1.93151	1.34247	1.712329
Val. Maximă	1.23288	0.86301	2.0274	2.4863	1.84932	2.424658
Media	1.04078	0.75597	1.79675	2.19051	1.62026	2.00796
Varianță	0.0068	0.0027	0.01099	0.01799	0.0143	0.01821
Deviația standard	0.08249	0.05197	0.10484	0.13414	0.11958	0.13498
Amplitudine	0.383562	0.178082	0.49315	0.554794	0.506849	0.712329
Coefficient de varieție	7.925771	6.874603	5.83471	6.123582	7.380517	6.721074
Eroarea standard a mediei	0.012594	0.007934	0.016005	0.020479	0.018257	0.020604
Coefficientul de precizie m%	1.210041	1.049558	0.890795	0.934898	1.126797	1.026118

Astfel de corelații pot oferi date interesante nu numai despre o anumită populație sau specie, ci și date care să permită estimarea gradului de înrudire dintre două specii diferite sau “distanța” dintre două populații izolate de bariere geografice ale aceleiași specii. Astfel, dacă două populații / specii vor fi mai apropiate filogenetic, este de așteptat ca și coeficienții de corelație pentru aceleiași caractere să fie asemănători și viceversa.

Pentru analiza corelațiilor dintre caractere se pot folosi o serie de metode cum sunt corelația simplă, corelația prin raportare, corelația rangurilor, corelația produs-moment, și.a.

7.2.1. Corelarea prin raportare

Aceste metode de corelație sunt relativ simple și se bazează pe raportarea procentuală a unui caracter măsurabil al corpului la altul. În acest fel, pot fi obținute foarte ușor rapoarte care să caracterizeze o anumită populație sau subpopulație.

Pe de altă parte, raportarea se poate face și direct, utilizând valorile medii ale unui șir de date și obținând în acest fel o valoare la care se pot raporta ulterior date provenite de la alte populații ale aceleiași specii sau date provenite de la indivizi proveniți din alte populații dar care sunt mai greu de încadrat.

Tabel 7.1.b Dimensiunile scleritelor armăturii genitale la *Pieris rapae* L. (Lepidoptera – Pieridae) în mm; populație din jud. Constanța.
(Skolka M., date nepublicate)

Parametru	Tegumen	Uncus	Tegumen-Uncus	Valva (media)	Penis	Tegumen Vinculum Saccus
Val. Minimă	0.54795	0.47945	1.50685	1.80822	0.9863	1.68493
Val. Maximă	1.30137	1.30137	2.46575	2.47945	1.91781	2.35616
Media	1.06339	0.75521	1.8186	2.23173	1.65634	2.03956
Varianță	0.01448	0.01345	0.01885	0.01483	0.01259	0.01221
Deviatia standard	0.12034	0.11597	0.1373	0.12177	0.11219	0.11052
Amplitudine	0.753425	0.821918	0.958904	0.671233	0.931507	0.671232
Coefficient de varietate	11.31664	15.35534	7.549808	5.456358	6.773657	5.418618
Eroarea standard a mediei	0.009491	0.009146	0.010828	0.009603	0.008848	0.008716
Coefficientul de precizie m%	0.89248	1.210989	0.595411	0.430312	0.5342	0.427336

Tabel 7.1.c Dimensiunile scleritelor armăturii genitale la *Pieris napi* L. (Lepidoptera – Pieridae) în mm; populație din jud. Galați.
(Skolka M., date nepublicate)

Parametru	Tegumen	Uncus	Tegumen-Uncus	Valva (media)	Penis	Tegumen Vinculum Saccus
Val. Minimă	0.67123	0.68493	1.52055	1.67808	1.19178	1.64384
Val. Maximă	1.26027	1.0274	2.12329	2.26712	1.64384	2.13699
Media	0.97332	0.81821	1.79152	2.04509	1.37072	1.90753
Varianță	0.00708	0.0042	0.01201	0.01303	0.01236	0.00853
Deviatia standard	0.08412	0.06482	0.10959	0.11414	0.1112	0.09238
Amplitudine	0.589041	0.342465	0.60274	0.589041	0.452055	0.49315
Coefficient de varietate	8.643087	7.921927	6.117287	5.581114	8.112241	4.842667
Eroarea standard a mediei	0.008593	0.006621	0.011194	0.011659	0.011358	0.009436
Coefficientul de precizie m%	0.882849	0.809186	0.624851	0.570083	0.828625	0.494654

De exemplu, astfel de analize se pot face pentru armatura genitală de la o serie de insecte, iar datele pot fi folosite atât pentru aprecierea gradului de înrudire dintre două specii cât și pentru analiza variabilității intraspecifice.

Pentru populația de *Pieris rapae* din jud. Galați ale cărei date biometrice sunt înscrise în tabelul 7.1.a, raportul între media lungimii valvei și complexul tegumen-uncus este de 1,22 : 1 (9,19026 : 1,79675), în timp ce pentru populația din jud. Constanța (Tabelul 7.1.b.) raportul între

aceleași perechi de sclerite este de 1,23 : 1 (2,23173 : 1,8186. Pentru o populație de *Pieris napi* L. – o specie înrudită, raportul între cele două caractere este 1,14 : 1 (2,04509 : 1,7915, datele din tabelul 7.1.c)

În același mod pot fi calculate și alte rapoarte între datele respective.

- **Exercițiu:** Calculați corelațiile și pentru alte perechi de parametri ai armăturii genitale pentru datele din tabelele 7.1.a, 7.1.b și 7.1.c.

7.2.2. Indicele gonadal

Indicele gonadal este un raport procentual între greutatea gonadei – de obicei a ovarului, care are masa mai mare – și greutatea corpului, și se calculează după formula

$$Ig = (Gg \times 100 / Gc)$$

unde

- Gg este greutatea gonadei;
- Gc reprezintă greutatea corpului;
- Ig este indicele gonadal.

7.2.3. Coeficientul allometric b

Coeficientul allometric indică dacă există o corelație între capacitatea reproductivă și mărimea corpului, fiind calculat din ecuația

$$W_0 = a \times W_c^b$$

unde

- W_0 reprezintă greutatea gonadei;
- W_c reprezintă greutatea corpului;
- B este coeficientul allometric.

În acest caz se preferă referirea la femele, deoarece de regulă greutatea gonadei masculine este mult mai dificil de corelat cu capacitatea reproductivă.

7.2.4. Corelația rangurilor

Reprezintă una din metodele cele mai des folosite de testare a legăturilor stabilite între două caractere. Metoda poate fi folosită nu numai pentru două caractere ale același sistem - ex greutate cu înălțime, capacitate pulmonară cu diametrul toracelui, etc - cât și pentru corelații la nivel supraindividual - ex.dacă rata de germinare a unei plante se corelează cu activitatea alelopată a unei alte specii vegetale din aceeași biocenoză, sau dacă rata de supraviețuire a unei specii prădă se corelează cu rata natalității prădătorului.

În cazul acestei metode, avantajul rezidă din acordarea de ranguri valorilor din sirul de variație, în ordine strict crescătoare, cea mai mică valoare din sir având rangul 1 iar cea mai mare rangul maxim. În acest mod, se evită în unele cazuri calcule laborioase, deoarece rangurile vor fi totdeauna mai ușor de analizat statistic decât mărimele propriu-zise.

Există mai multe tipuri de coeficienți de corelație a rangurilor, **coeficientul lui Kendall** sau **coeficientul τ** fiind unul dintre cei mai comuni.

Coefficientul τ se calculează după mai multe formule, formula de bază fiind urmatoarea:

$$\tau = N / [n(n-1)]$$

unde

- n reprezintă numărul de perechi de valori din sirul de variație iar
- N este o mărime legată de rangul probelor, care poate fi calculată în mai multe moduri.

O altă formulă de calcul a coefficientului de corelație a rangurilor, care este folosită în cazurile în care în sirurile de variație apar valori identice este:

$$\tau = \frac{N}{\sqrt{[n(n-1) - \sum (T_1)][n(n-1) - \sum (T_2)]}}$$

Exemplu de calcul

Calculați coefficientul de corelație a rangurilor între lungimea totală a 15 femele partenogenetice de afide și lungimea medie a toracelui în generația aripătă descendentală. Pentru generația descendentală a fost luată media lungimii toracelui înregistrată la câte patru descendenți de la fiecare femeală partenogenetică. Datele sunt înscrise în tabelul de mai jos:

Tabel. 7.2. - Lungimea totală a 15 femele partenogenetice de afide și lungimea medie a toracelui în generația aripătă descendentală

Nr.	Variabila X1 - Lungimea totală a femelelor partenogenetice (10^{-2} mm)	Variabila X2 - Lungimea toracelui la generația aripătă (10^{-2} mm)
1.	8.7	5.95
2.	8.5	5.65
3.	9.4	6
4.	10	5.7
5.	6.3	4.7
6.	7.8	5.53
7.	11.9	6.4
8.	6.5	4.18
9.	6.6	6.15
10.	10.6	5.93
11.	10.2	5.7
12.	7.2	5.68
13.	8.6	6.13
14.	11.1	6.3
15.	11.6	6.03

Primul pas va fi reprezentat de acordare de ranguri valorilor, după modelul din tabelul următor.

Dacă în sirurile de date apar valori identice, rangul se acordă în modul următor:

- se numără câte valori identice sunt - de exemplu 4;

- aceste valori ar trebui să aibă rangurile 5,6,7,si 8;
- în loc de aceste ranguri, rangul comun se va calcula după relația $(5+6+7+8)/4 = 6.5$;
- rangul imediat următor - respectiv rangul 7 - nu se acordă, continuându-se acordarea de ranguri de la rangul 8 în sus.
- dacă în sirul de variație există mai mult de un singur caz cu valori identice, se va proceda de fiecare dată în modul arătat mai sus;
- există și o altă variantă, care implică însă un grad mai mare de eroare - dacă avem foarte multe date în sir, putem renunța la o parte din ele, astfel încât problema valorilor identice să nu mai apară.

Tabel 7.3. - Rangurile acordate lungimii totală a corpului la generația partenogenetică (variabila X1) și lungimii medie a toracelui în generația aripătă descendentală (variabila X2)

Nr.	Var. X1	Rang X1	Var. X2	Rang X2
1.	8.7	8	5.95	9
2.	8.5	6	5.65	4
3.	9.4	9	6	10
4.	10	10	5.7	6.5
5.	6.3	1	4.7	2
6.	7.8	5	5.53	3
7.	11.9	15	6.4	15
8.	6.5	2	4.18	1
9.	6.6	3	6.15	13
10.	10.6	12	5.93	8
11.	10.2	11	5.7	6.5
12.	7.2	4	5.68	5
13.	8.6	7	6.13	12
14.	11.1	13	6.3	14
15.	11.6	14	6.03	11

Tabelul 7.4. – Corespondența rangurilor celor două variabile

Rang X1	Rang X2	Ranguri mai mari ca rangul X2	Ci
1	2	13;5;3;4;12;9;10;6.5;6.5;8;14;11;15	13
2	1	13;5;3;4;12;9;10;6.5;6.5;8;14;11;15	13
3	13	14;15	2
4	5	12;9;10;6.5;6.5;8;14;11;15	9
5	3	4;12;9;10;6.5;6.5;8;14;11;15	10
6	4	12;9;10;6.5;6.5;8;14;11;15	9
7	12	14;15	2
8	9	10;14;11;15	4
9	10	14;11;15	3
10	6.5	(6.5);8;14;11;15	4.5
11	6.5	8;14;11;15	4
12	8	14;11;15	3
13	14	15	1
14	11	15	1
15	15	0	0

a. Următorul pas îl reprezintă alcătuirea tabelului de corelație a rangurilor. Dacă în cele două șiruri de ranguri unul prezintă valori identice iar celalalt nu, atunci prima coloană a tabelului va conține rangurile variabilei fără valori identice; dacă în ambele șiruri de date există valori identice, atunci ordinea coloanelor nu mai contează. În exemplul nostru, valorile identice se regăsesc în cazul variabilei X2 – lungimea toracelui la generația descentantă, deci tabelul de corelație va avea aspectul tabelului 7.4.

Tabelul se completează în modul următor:

- în coloana a doua se trec rangurile variabilei X2 corespunzătoare rangurilor variabilei X1;
- în coloana a treia a tabelului se trec rangurile variabilei X2 mai mari decât rangul aceleiași variabile, în ordinea în care urmează pe coloana a 2-a
- în ultima coloană a tabelului se face suma numărului rangurilor din coloana a treia.

Rangurile fractionate (notate în raport cu rangurile de valoare identică) se trec în coloana a patra ca 0,5.

În continuare, se poate calcula valoarea N ca sumă de Ci, după formula:

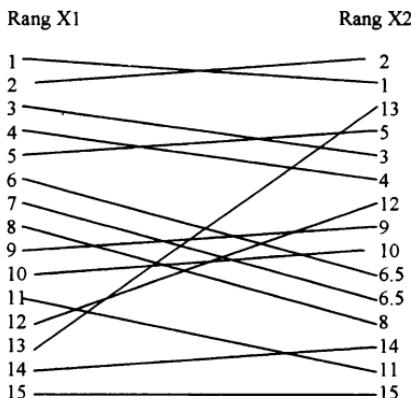
$$N = 4 \sum C_i - n(n-1) = 4(78,5) - 15(15-1) = 104$$

b. Există și o două modalitate de determinare a lui N, și anume cea grafică. Se trec rangurile celor două variabile pe două coloane și se unesc prin linii drepte valorile egale. Se numără punctele de intersecție, iar numărul acestora va reprezenta valoarea X din formula de calcul a lui N:

$$N = n(n-1) - 4X - \sum (T_1 + T_2)$$

Unde T_1 și T_2 reprezintă numărul de valori identice din cele două șiruri; în cazul nostru $T_1 = 0$ și $T_2 = 2$.

Tabel 7.5. – Stabilirea corespondenței rangurilor prin metoda grafică



Pentru cazul nostru, $X = 26$.

Introducând valoarea lui X în formulă, obținem:

$$N = 15 (15-1) - 4 (26) = 104$$

Se observă că valoarea lui N calculat prin cele două metode este identică; pot apărea și cazuri în care valorile sunt ușor diferite. Dacă diferențele nu sunt prea mari se pot neglija.

Aplicând formula de calcul a coeficientului de corelație a rangurilor pentru cazul în care în sirurile de variație prezintă valori identice vom avea:

$$\tau = \frac{N}{\sqrt{[n(n-1) - \sum (T_1)] [n(n-1) - \sum (T_2)]}} =$$

$$\tau = \frac{104}{\sqrt{[15(14)] [15(14-1) - 2]}} = 0.4976$$

7.2.5. Corelația produs-moment

Reprezintă un alt coeficient larg utilizat în statistică, fiind un raport între suma produselor valorilor a două variabile raportate la covarianta. Coeficientul permite aprecierea corelației între două caracteristici ale unor indivizi sau populații, oricare ar fi acestea. Poate fi calculat după mai multe formule, din care cel mai utilizate sunt:

$$r_{y_1 y_2} = \sum y_1 y_2 / (n - 1) \sigma_{y_1} \sigma_{y_2} \quad (1)$$

$$r_{y_1 y_2} = \sum y_1 y_2 / \sqrt{\sum y_1^2 \sum y_2^2} \quad (2)$$

unde $r_{y_1 y_2}$ este coeficientul corelației produs-moment, y_1 și y_2 sunt mărimi calculate pe seama celor două variabile X_1 și X_2 iar σ este deviația standard, calculată după formula

$$\sigma = +, - i \sqrt{[(\sum f a^2 / n) - b^2]}$$

unde i reprezintă intervalul de clasă, a abaterea de la media arbitrară și b corecția mediei calculată în modul următor: $b = \sum f a / n$

Formula (2) prezintă avantajul că se evită calcularea deviației standard pentru cele două variabile. În locul deviațiilor standard în formulă apar sumele pătratelor frecvențelor.

Coeficientul corelației produs-moment este centrat, putând lua valori cuprinse între 0 și 1 - caz în care avem de-a face cu o corelație pozitivă, sau între 0 și -1, caz în care corelația dintre variabile este negativă.

Mod de calcul. Pentru estimarea corelației folosind această metodă, cele două variabile analizate - X_1 și X_2 se trec într-un tabel de tipul:

Tabel 7.6. Modul de alcătuire al tabelului cu valorile variabilelor supuse analizei

Nr.	Valorile variabilei X1	Valorile variabilei X2
1	X1a	X2a
2	X1b	X2b
n	X1n	X2n

În continuare, se aplică formula coeficientului de corelație produs-moment; este de preferat folosirea formulei (2).

Pentru a obține datele de înlocuit în formulă, trebuie efectuate următoarele operații:

$$\sum_{X1} = X1a + X1b + \dots + X1n;$$

$$\sum_{X2} = X2a + X2b + \dots + X2n;$$

$$\sum_{X1}^2 = (X1a)^2 + (X1b)^2 + \dots + (X1n)^2;$$

$$\sum_{X2}^2 = (X2a)^2 + (X2b)^2 + \dots + (X2n)^2;$$

$$\sum_{X1X2} = (X1a)(X2a) + (X1b)(X2b) + \dots + (X1n)(X2n);$$

$$\sum_{y1}^2 = \sum_{X1}^2 - [(\sum_{X1})^2 / n];$$

$$\sum_{y2}^2 = \sum_{X2}^2 - [(\sum_{X2})^2 / n];$$

$$\sum_{y1y2} = \sum_{X1X2} - [(\sum_{X1})(\sum_{X2}) / n];$$

Atunci când una dintre variabile este parte componentă a celeilalte - de exemplu greutatea braniilor la un crustaceu față de greutatea corporală a aceluiasi, lungimea unui articol antenar față de lungimea antenei, etc. - se poate utiliza o formulă ușor modificata.

Motivul îl reprezintă faptul ca în acest caz apare o variabilă suplimentară - notată de exemplu cu X0 și care reprezintă diferența dintre cele două variabile:

$$X0 = \text{lungimea antenei (X1)} - \text{lungimea unui anumit articol (X2)}$$

În astfel de cazuri, corelația dintre variabilele X1 și X2 este dependentă de corelația dintre X0 și X1. Formula de calcul devine:

$$r_{12} = \sigma_1 + r_{01} \sigma_0 / \sqrt{\sigma_0^2 + 2(r_{01}\sigma_0\sigma_1) + \sigma_1^2}$$

unde σ_0 și σ_1 reprezintă deviațiile standard ale variabilelor X0 și X1, iar r_{01} este coeficientul de corelație între variabilele X0 și X1.

- **Exerciții** - Analizați și prin alte metode corelațiile dintre datele din tabelul 7.1.

8. ANALIZA SINECOLOGICĂ

Orice analiză a sistemelor ecologice se bazează în esență pe studiul comparat al diferitelor componente - fie că este vorba de indivizi, specii sau asociații de organisme. Pentru aceste aspecte se pot folosi foarte bine metode de corelație.

Analizarea din punct de vedere ecologic a oricărei asociații de organisme presupune în mod obligatoriu identificarea speciilor componente. Pentru a descifra însă relațiile stabilite între diferitele specii ale unei biocenoze, simpla lor identificare nu este suficientă. O imagine despre aceste relații, despre ierarhiiile ce se stabilesc între diferite specii poate fi oferita de un ansamblu de metode matematice cunoscute sub denumirea generică de *analiză sinecologică*.

Acest tip de analiză ne permite să identificăm cu precizie speciile care au ponderea cea mai mare în ecosistem sub aspectul schimburilor energetice cu mediul, care sunt speciile caracteristice unui biotop sau care sunt speciile ce au ajuns întâmplător în zona cercetată, deasemenea, putem stabili cu destulă precizie interrelațiile stabilite între diferitele specii care alcătuiesc biocenoza.

In analiza sinecologică se folosesc o serie de indicatori ecologici (indici ecologici).

In funcție de modul în care acestia se calculează, avem de-a face cu două categorii distincte: indici ecologici analitici și indici ecologici sintetici. Pentru început vom prezenta cei mai simpli indici utilizati în analiza sinecologică, prezantarea fiind însotită de exemple. Ulterior (capitolul 7) vor fi prezentați o serie de alti indici, ținând cont de faptul că în prezent există un număr însemnat de coeficienți care permit analizarea asociațiilor de organisme din mai multe puncte de vedere.

8.1. Indici ecologici analitici

Această categorie de indicatori se calculează pornind de la datele brute înregistrate pe teren sau în urma colectării probelor. Cei mai importanți indici din această categorie sunt: abundența, dominanța, constanța și fidelitatea.

8.1.1. Abundența (A)

Reprezintă numărul total al indivizilor unei specii dintr-o anumită zonă. Acest indicator se exprimă în valoare absolută, servind la calcularea altor tipuri de indici. In funcție de abundență, speciile pot fi *rare*, *relativ comune*, *abundente*, *foarte abundente*. Abundența se poate reprezenta grafic foarte sugestiv în modul următor: speciile se clasifică în funcție de abundență, și li se acordă ranguri de la 1 la n. Se construiește un grafic în care pe abscisă se trece numărul de exemplare iar pe ordonată rangurile. Pentru majoritatea ecosistemelor naturale se va obține un grafic ca cel de mai jos. In general, în orice biocenoză există mult mai putine specii abundente decât specii foarte rare.

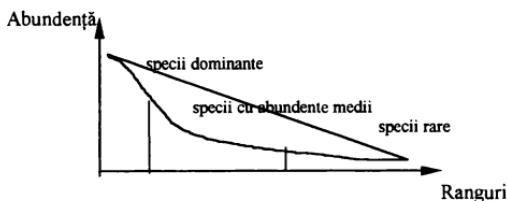


Figura 8.1. - Reprezentarea grafică a abundenței

8.1.2. Dominanță (D)

Acest indicator este folosit în cazul când probele prelevate sunt calitative (caz în care se folosește estimarea vizuală) sau se calculează pornind de la abundență. În fapt, dominanța exprimă așa-numita *abundență relativă* a unei specii, reprezentând raportul dintre efectivele unei specii și suma efectivelor celorlalte specii din aria studiată.

Formula de calcul a abundenței este următoarea:

$$D_{sp.A} = \frac{\text{Nr. indivizilor speciei A}}{\text{Nr. total de indivizi}} \times 100$$

Noțiunea de dominanță este relativ independentă de mijloacele de prelevare a probelor și reprezintă un indicator a productivității, arătând care este proporția în care participă fiecare specie la realizarea productiei de biomasă din biocenoza în cauză.

În funcție de valoarea procentului, speciile se împart în funcție de dominață în:

- D1 - specii *subprecedente*, când procentul este de sub 1,1 %;
- D2 - specii *recedente*, când procentul este cuprins între 1,2 - 2 %;
- D3 - specii *subdominante*, când procentul este cuprins între 2,1 - 5 %;
- D4 - specii *dominante*, când procentul este cuprins între 5,1 - 10 %;
- D5 - specii *eudominante*, când procentul este > 10,1 %.

Deasemenea, se poate vorbi de o *dominanță medie* ce reprezintă media dominanțelor unei specii în mai multe arii cercetate:

$$D_m = \frac{D_1 + D_{II} + D_{III} + \dots + D_n}{n} \times 100$$

unde $D_1, D_{II}, D_{III}, D_n$ reprezintă dominanțele speciei în n probe analizate.

În legătură cu dominanță, se poate aplica și un *indice de dominanță* al probei sau asociației. Acesta permite compararea a două probe sau grupuri de organisme aparent similare. Formula de calcul a coeficientului de dominanță este următoarea:

$$C = \Sigma (m_i/N)^2$$

Unde m_i reprezintă numărul de indivizi ai speciei m iar N numărul total de specii .

8.1.3. Constanța (Frecvența) - C, F

Acest indicator exprimă continuitatea unei specii într-un anumit teritoriu. Este vorba de data aceasta de un indicator de tip structural, reprezentând raportul procentual dintre numărul de probe în care apare o anumită specie și numărul total de probe analizate. Formula de calcul este următoarea:

$$C_{sp.A} = \frac{\text{Nr. probelor cu specia A}}{\text{Nr. Total de probe}} \times 100$$

În funcție de valoarea constanței în probe, speciile se pot împărti în următoarele categorii:

- C1 - specii *accidentale* - prezente în 1 - 25 % din probe;
- C1 - specii *accesorii* - prezente în 25,1 - 50 % din probe;
- C1 - specii *constante* - prezente în 50,1 - 75 % din probe;
- C1 - specii *euconstante* - prezente în 75,1 - 100 % din probe.

Pe lângă aceste categorii, în literatura de specialitate se pot întâlni și alte variante de clasificare a speciilor în funcție de constanță. Astfel este cazul când speciile sunt împărțite în caracteristice de ordinul I, II sau III, ori în specii abundente (subîmpărțite la rândul lor în specii expansive, localizate și foarte localizate) și specii puțin abundente (care la rândul lor pot fi difuze, disperse și puțin comune). Valorile procentelor ce caracterizează aceste categorii diferă de multe ori, astfel încât fiecare specialist precizează limitele în care a încadrat diferențele categorii de specii.

8.1.4. Fidelitatea

Acest indicator reflectă gradul de atașare a unei specii față de un anumit tip de biocenoză. În funcție de preferințele mai mult sau mai puțin accentuate față de o anumită combinație de factori de mediu, speciile se pot împărti în mai multe categorii

- specii *caracteristice* sau *indicatoare*. Aceste specii se întâlnesc deobicei într-un singur tip de biocenoă. Au o mare importanță pentru identificarea cu precizie a unui anume tip de biocenoză, pentru că dacă probele analizate nu mai conțin specia indicatoare înseamnă că au fost luate din alt tip de biocenoză. Exemplu: *Oxalis acetosella* este o plantă indicatoare de molisuri sau de soluri cu pH acid unde a fost odinioară pădure de conifere, *Asperula odorata* este o altă plantă indicatoare, dar pentru pădurile de fag, etc.

- specii *preferante*. Aceste specii sunt prezente în mai multe tipuri de biocenoze însă preferă un anumit tip, unde au abundențe mari. În restul biocenozelor, abundențele sunt reduse. Exemplu: *Streptopelia decaocto*, guguștiucul, este o pasăre antropofilă, întâlnită în număr ridicat în ecosistemele de tip urban sau rural, dar prezintă și în ecosisteme naturale.

- specii *străine*. Sună întâlnite cu totul întâmplător într-o biocenoză. Exemplu: în urii ani, se pot observa în perioada de iarnă la noi stoluri de *Bombycilla* (mătăsar), originar din nordul Europei, deasemenea, pe coastele de vest ale Europei pot ajunge uneori exemplare de *Danaus plexippus* - un fluture nord-american foarte bun zburător, etc.

- specii *ubiviste*. În această categorie sunt incluse specii puțin pretențioase, care pot fi întâlnite într-o gamă foarte variată de ecosisteme. Exemple: vrăbiile, o mare parte a insectelor dăunătoare, etc.

8.2. Indicatori ecologici sintetici

Indicatorii ecologici sintetici permit cumularea valorilor unor indicatori analitici, oferind astfel o imagine de ansamblu asupra inerelațiilor dintre speciile unei biocoene sau permit compararea mai multor biocoene pe bază acestor interrelații. Din acest punct de vedere, indicii ecologici sintetici intră în categoria mai largă a indicilor de corelație, indicii care vor fi dezvoltăti pe larg în parte rezervata metodelor și tehniciilor de stabilire a corelațiilor dintre grupările de organisme (a nu se confunda cu indicii de corelație ai caracterelor morfo-fiziologice ale indivizilor).

Cățiva din cei mai utilizăți indicatori ecologici analitici sunt coeficientul de similitudine Sørensen, indicele de semnificație ecologică (indicele Dzuba), coeficientul de afinitate cenotică (indicele Jaccard), indicele Naughton - Wolf, s.a. În capitolul destinat corelațiilor vor fi prezentăți și alti indicatori de tip asemănător.

8.2.1. Coeficientul de similitudine ecologică (Ss)

Coeficientul lui Sørensen de similitudine ecologică reflectă gradul de asemănare dintre două asociații / grupe de specii / biocoene. Se calculează pornind de la numărul de specii prezente, după formula:

$$Ss = \frac{2 \times \text{Nr. de specii comune în probele A și B}}{\text{Nr. de specii din proba A} + \text{Nr. de specii din proba B}}$$

Calculând acest coeficient, se constată că ia valori cuprinse între 0 și 1. În funcție de prezent / absența unor specii, acest indicator arată gradul de similitudine dintre două probe / asociații / biocoene, etc.

8.2.2. Indicele de semnificație ecologică (W, indicele Dzuba).

Reflectă relația dintre indicatorul structural (constanță) și cel productiv (dominanță), arătând poziția unei specii într-o biocenoză. În funcție de acest indice se poate realiza o ierarhie a speciilor dintr-o anumită aria cercetată. Formula de calcul a indicelui de semnificație ecologică este următoarea:

$$W \text{ sp. A} = \frac{C_{\text{sp. A}} \times D_{\text{sp. A}} \times 100}{10 \ 000}$$

După valorile acestui indice, speciile se împart în următoarele categorii:

- W1 - când indicele are valori < 0.1 % - specii subprecedente;
- W2 - când indicele are valori cuprinse între 0.1 și 1 % - specii recedente;
- W3 - când indicele are valori cuprinse între 1.1 și 5 % - specii subdominante;
- W4 - când indicele are valori cuprinse între 5.1 și 10 % - specii dominante;
- W2 - când indicele are valori > 10 % - specii eudominante.

În categoria W1 sunt incluse speciile accidentale, W2 și W3 cuprind specii accesorii, iar W4 și W5 includ specii caracteristice

8.2.3. Indicele de afinitate cenotică (q, coeficientul Jaccard).

Indicele reflectă legăturile existente între speciile unei biocoenote date. În funcție de valorile acestui indice, pot fi identificate cu precizie speciile caracteristice, acestea având afinitățile cele mai mari.

Metoda poate fi aplicată și la perechi de specii, urmărindu-se valoarea indicelui pentru aceeași pereche de specii dar în cazul unor biocoenote diferite.

Există mai multe modalități de calculare a acestui indice, una din formule fiind cea de mai jos:

$$q_{AB} = \frac{\text{Nr. probelor care contin atât specia A cât și specia B}}{(\text{Nr. probe cu sp. A} + \text{Nr. probe cu sp. B}) - \text{Nr. probe cu sp. A. și sp. B}} \times 100$$

8.2.4. Indicele Naughton - Wolf

Acest indice este folosit deasemenea pentru a aprecia poziția speciilor într-o biocoenoză, ținându-se cont de abundența speciilor, sau dacă este posibil, de densitate.

Se calculează după o formulă de tipul:

$$i_d = \frac{A_1 + A_2}{A}$$

unde A_1 reprezintă abundența (densitatea) cea mai mare întâlnită în probe (specia cu abundența cea mai mare), A_2 este abundența (densitatea) speciei imediat următoare iar A reprezintă abundența (densitatea) totală. Indicele Naughton - Wolf este în relație inversă cu indicii de diversitate (vezi "Diversitatea ecologică").

Exemple de calcul

Exemplu 1. Calculați coeficientul de similitudine ecologică între 6 probe p,q,r,s,t,v, probe în care au fost identificate 6 specii: A.,B,C,D,E,F. Datele sunt prezentate în următorul tabel:

Tabel 8.1. – Repartiția speciilor pe probe

Nr	Specia	Statia (proba)							Σ
		p	q	r	s	t	v		
1	A	+	+	+	+	-	-	4	
2	B	+	-	+	+	-	-	3	
3	C	+	+	+	+	-	-	4	
4	D	+	-	-	+	-	+	3	
5	E	+	+	-	+	+	+	5	
6	F	-	+	-	+	+	+	4	
Nr. specii/probă		5	4	3	6	2	3		

În continuare, pentru a calcula similitudinea între probe grupăm fiecare probă alături de toate celelalte și se calculează indicele de similitudine pentru fiecare pereche în parte. Se obține un tabel de tipul:

Tabel 8.2. Tabelul pentru calcularea indicelui de similitudine Sörensen

Perechi de probe	Nr.sp. comună	Nr.specii în probă I	Nr. specii în probă II	Nr. sp. din probă I + Nr.sp. din probă II	Indicele de similitudine Ss
p-q	3	5	4	8	0.67
p-r	3	5	3	9	0.75
p-s	5	5	6	11	0.91
p-t	1	5	2	7	0.28
p-v	2	5	3	8	0.50
q-r	1	4	3	7	0.57
q-s	4	4	6	10	0.80
q-t	2	4	2	6	0.67
q-v	2	4	3	7	0.57
r-s	3	3	6	9	0.60
r-t	0	3	2	5	0
r-v	0	3	3	6	0
s-t	2	6	2	8	0.50
s-v	3	6	3	9	0.67
t-v	2	2	3	5	0.80

pentru perechea de probe p - q, relația de calcul a lui Ss devine:

$$2 \times 3$$

$$Ss_{p-q} = \frac{2 \times 3}{5 + 4} = 0,67$$

In mod similar se calculează indicele de similitudine ecologică pentru toate perechile de probe din coloana I a tabelului.

Rezultatele din coloana VI a tabelului se trec în final într-o diagramă cu dublă intrare după cum urmează:

Tabel 8.3. Indicii de similitudine ecologică dintre probele supuse analizei

Proba	p	q	r	s	t	v
p	1	0.67	0.75	0.91	0.28	0.50
q		1	0.57	0.80	0.67	0.57
r			1	0.67	0	0
s				1	0.50	0.66
t					1	0.80
v						1

Colțul din stânga jos al diagramei cu dublă intrare va fi completat cu simboluri grafice sau cu culori diferite pentru fiecare interval de valori (ex. 0 - 0.20; 0,21 - 0,40; etc).

Observații:

- dacă în cele două probe există același număr de specii, în acest caz coeficientul de similitudine este egal cu 1 și avem de-a face cu o similitudine totală între probe, sau, altfel spus, probele fac parte din aceeași asociere;
- dacă în cele două probe nu există nici o specie comună, avem de-a face cu o disimilitudine, iar probele în cauză provin din biocoene complet diferite.
- în exemplul nostru, avem de-a face cu două biocoene diferite, una reprezentată prin probele p,q,r și s, respectiv prin probele s și t.

Exemplu 2. Determinați afinitatea cenotică între un număr de specii de lepidoptere diurne captureate pe un versant despădurit cu expoziție sudică. Datele sunt înscrise în tabelul de mai jos:

Tabel 8.4. – Abundența speciilor de lepidoptere diurne de pe un versant despădurit în luna august

Nr	Specia	Abundența						Total
		15.07.	20.07.	22.07.	24.07	26.07.		
1.	<i>Papilio machaon</i>	2	0	5	2	2		11
2.	<i>Iphiclides podalirius</i>	15	2	7	14	2		40
3.	<i>Pieris napi</i>	0	5	29	20	26		80
4.	<i>Colias chrysantheme</i>	2	0	0	0	3		5
5.	<i>Vanessa cardui</i>	6	2	0	3	9		20
6.	<i>Inachis io</i>	0	0	0	1	0		1
7.	<i>Argynnis paphia</i>	1	0	0	0	0		1
8.	<i>Pararge megera</i>	9	15	18	9	9		60
9.	<i>Satyrus briseis</i>	2	0	0	0	4		6
10.	<i>Maniola jurtina</i>	9	3	7	7	8		34
11.	<i>Celastrina argiolus</i>	1	0	0	0	0		1
12.	<i>Plebejus idas</i>	63	61	60	49	30		263
13.	<i>Plebejus argyrogynomon</i>	60	59	60	51	30		260

Total ex.: 782

În continuare, se calculează frecvența, dominanța și indicele de semnificație ecologică pentru fiecare specie după formulele prezentate anterior.

Exemplu: pentru specia *Papilio machaon*

Abundența = 11

$$C_{P.machaon} = \frac{\text{Nr. probe cu } P.machaon}{\text{Nr. total probe}} \times 100 = \frac{4}{5} \times 100 = 80 \%$$

$$D_{P.machaon} = \frac{A_{P.machaon}}{\text{Nr.total exemplare}} \times 100 = \frac{11}{782} \times 100 = 1.4 \%$$

$$W_{P.machaon} = \frac{C \times D \times 100}{10\,000} = \frac{80 \times 1,4}{100} = 1.12$$

In mod similar se calculează acesti indici și pentru celelalte specii, iar rezultatele se trec în alt tabel, speciile fiind așezate de data aceasta în ordinea descrescătoare a indicelui de semnificație ecologică W. In loc de abundență, în coloanele afectate probelor se va marca cu + și - prezența respectiv absența speciei în probe.

Tabel 8.5. – Indicii ecologici analitici și sintetici ai asociației speciilor de lepidoptere de pe un versant despădurit.

N r.	Specia	15. 07	20. 07	22. 07	24. 07	26. 07	A	C%	D%	W	Prez. probe
1	<i>P.idas</i>	+	+	+	+	+	263	100	33.6	33.6	5
2	<i>P.argyronomos</i>	+	+	+	+	+	260	100	33.2	33.2	5
3	<i>Pieris napi</i>	-	+	+	+	+	80	80	10.2	8.18	4
4	<i>P.megera</i>	+	+	+	+	+	60	100	7.67	7.67	5
5	<i>L.podalirius</i>	+	+	+	+	+	40	100	5.10	5.10	5
6	<i>M.jurtina</i>	+	+	+	+	+	34	100	4.34	4.34	5
7	<i>V.cardui</i>	+	+	-	+	+	20	80	2.55	2.04	4
8	<i>P.machaon</i>	+	-	+	+	+	11	80	1.40	1.12	5
9	<i>Satyrus briseis</i>	+	-	-	-	+	6	40	0.76	0.30	2
10	<i>C.chrysotheme</i>	+	-	-	-	+	5	40	0.63	0.25	2
11	<i>Lio</i>	-	-	-	+	-	1	20	0.12	0.02	1
12	<i>A.paphia</i>	+	-	-	-	-	1	20	0.12	0.02	1
13	<i>C.argiolus</i>	+	-	-	-	-	1	20	0.12	0.02	1

Acest tabel este necesar pentru calcularea valorilor indicelui Jaccard pentru fiecare pereche de specii. In caz că W are valori egale pentru mai multe specii, acestea vor fi ierarhizate în funcție de dominantă, frecvență și în ultimă instanță de abundență. Dacă toate aceste valori sunt egale pentru speciile în cauză - caz destul de rar - atunci ordinea în care vor fi trecute în tabel nu mai contează.

Ordonarea speciilor în tabelul de mai sus reflectă ierarhia lor în biotop. Coeficientul Jaccard se calculează pentru toate speciile din tabel, luate două cîte două în ordinea indicată de coeficientul de similitudine: prima specie cu a două, prima specie cu a treia, etc, până vor fi epuizate variantele de perechi posibile.

Exemplu:

$$q_{P.idas - P.argyronomos} = \frac{5}{5 + 5 - 5} \times 100 = 100\%$$

In mod similar se calculează q și pentru cazurile următoare, iar rezultatele se trec într-o diagramă cu dublă intrare după cum urmează:

Tabel 8.6. Coeficientii de afinitate cenotica a speciilor componente ale asociatiei de lepidoptere de pe un versant despădurit

	<i>P. i</i>	<i>P. d</i>	<i>P. a</i>	<i>P. s</i>	<i>P. n</i>	<i>P. r</i>	<i>P. g</i>	<i>I. m</i>	<i>I. o</i>	<i>M. u</i>	<i>M. r</i>	<i>V. a</i>	<i>V. r</i>	<i>P. c</i>	<i>S. a</i>	<i>S. r</i>	<i>C. c</i>	<i>I. h</i>	<i>A. i</i>	<i>C. a</i>
<i>Pidas</i>	100	100	80	100	100	100	100	80	80	80	40	40	40	20	20	20	20			
<i>P. argyrogномон</i>		100	80	100	100	100	80	80	80	40	40	40	20	20	20	20				
<i>Pieris napi</i>			100	80	80	80	60	60	60	20	20	20	25	0	0					
<i>P. megera</i>				100	100	100	80	80	80	40	40	40	20	20	20					
<i>I. podalirius</i>					100	100	80	80	80	40	40	40	20	20	20					
<i>M. jurtina</i>						100	80	80	80	40	40	40	20	20	20					
<i>V. cardui</i>								100	60	50	50	25	25	25						
<i>P. machaon</i>									100	50	50	25	25	25						
<i>Satyrus briseis</i>										100	100	0	50	50						
<i>C. chrysostheme</i>											100	0	50	50						
<i>I. io</i>											100	0	0	0						
<i>A. paphia</i>														100	100					
<i>C. argiolus</i>																100				

In jumătatea din dreapta sus a diagramei se trec valorile coeficientului Jaccard pentru fiecare pereche de specii, iar în jumătatea din stânga jos se vor trece simboluri grafice.

Observation:

Studiind diagrama cu dublă intrare se observă că speciile cu afinitate cenotică mare se regăsesc aglomerate în colțul din stânga sus al acesteia, ele fiind totodată și speciile caracteristice pentru biocenoză studiată. Pentru exemplul nostru, aceste specii sunt *P. idas* și *P. argyrogynomon*, alături de *I. padalirius*, *M. jurtina*, *P. megera*. Speciile accidentale, cu frecvențe mici, se regăsesc în colțul din dreapta jos al diagramei.

Dacă pe diagramă apar valori de 100 % ale indicelui Jaccard situate împreună sau grupate în coltul din dreapta jos, aceasta indică faptul că probele nu au fost prelevate dintr-o singură asociație biocenoză (primul caz) sau în asociația / biocenoza studiată își fac aparțința și specii care sunt caracteristice altor asociații / biocenoze vecine.

In exemplul nostru apare și cazul speciilor *S.briseis* și *C.chrysotheme*, care au un indice de afinitate cenotip mare însă abundanțele lor sunt mici. Aceste două specii reflectă o altă variantă, și anume aceea că unele specii caracteristice pentru o anumită biocenoză, dar ale căror efective sunt totdeauna reduse.

Din aceste motive, o simplă analiză statistică mi este de cele mai multe ori suficiență, impunându-se cunoașterea și a unor aspecte de ecologie sau etologie a speciilor analizate pentru a obține rezultate eronate.

- **Exercițiu:** Calculați afinitatea cenotică a lepidopterelor diurne din zona Munților Măcin după datele din tabelul 6.7.

Tabelul 8.7. Estimarea efectivelor de fluturi diurni din Munții Măcinului în perioada mai septembrie 1999.

Nr.	SPECIA	10.05' 99	2.06. '99	8.06. '99	3. 07. '99	1.08. '99	21.08. '99	29.08. '99	7.09. '99	15. 10. '99
1	<i>Papilio machaon</i>	-	1	-	1	1	-	-	-	-
2	<i>Pieris brassicae</i>	1	2	-	2	2	-	1	-	-
3	<i>P. rapae</i>	1	2	1	2	2	2	1	2	1
4	<i>P. napi</i>	1	2	1	2	2	2	1	1	1
5	<i>Pontia daplidice</i>	-	3	3	3	3	4	2	3	-
6	<i>A. cardamines</i>	1	3	-	3	2	-	2	-	-
7	<i>Colias hyale</i>	-	1	-	1	1	2	1	-	-
8	<i>C. erate</i>	-	1	2	1	1	-	-	2	-
9	<i>C. croceus</i>	-	2	-	4	4	2	3	2	1
10	<i>Argynnis lathonia</i>	2	3	4	3	3	1	2	2	1
11	<i>A. paphia</i>	-	1	-	2	2	-	1	-	-
12	<i>A. pandora</i>	-	3	4	2	2	-	1	2	1
13	<i>Vanessa atalanta</i>	-	2	-	3	3	1	2	-	1
14	<i>Vanessa cardui</i>	-	3	1	2	1	-	-	2	-
15	<i>Inachis io</i>	-	1	-	2	1	-	-	-	-
16	<i>Araschnia levana</i>	-	-	-	1	1	-	-	-	-
17	<i>Satyrus circe</i>	-	-	-	1	1	-	-	-	-
18	<i>S. artheusa</i>	-	-	-	-	1	-	-	-	-
19	<i>Maniola jurtina</i>	-	-	1	2	3	3	2	-	-
20	<i>A. hyperatus</i>	-	-	-	1	2	-	1	-	-
21	<i>C. pamphilus</i>	-	3	3	4	4	5	4	3	2
22	<i>Pararge megera</i>	-	2	-	3	2	3	1	3	-
23	<i>M. galathea</i>	-	2	-	3	3	-	2	-	-
24	<i>Lycaena phlaeas</i>	2	4	-	5	5	1	4	2	2
25	<i>L. thersamon</i>	1	4	-	5	5	1	4	-	1
26	<i>L. dispar</i>	-	4	-	5	4	-	4	-	-
27	<i>Everes argiades</i>	-	3	-	5	3	-	2	-	-
28	<i>Celastrina argiolus</i>	-	1	-	1	1	-	1	-	-
29	<i>Blebeus argus</i>	-	3	-	3	3	-	2	-	-
30	<i>P. idas</i>	-	3	-	3	3	-	2	-	-
31	<i>P. argyrogynon</i>	-	3	-	3	3	-	2	-	-
32	<i>Aricia agestis</i>	2	4	-	5	4	2	3	3	-
33	<i>P. dorylas</i>	1	4	-	4	4	1	3	-	-
34	<i>P. thersites</i>	1	4	2	4	4	2	3	-	1
35	<i>P. icarus</i>	2	4	3	5	4	5	3	-	1
36	<i>Ochlodes venatus</i>	1	3	-	4	4	1	2	-	-
37	<i>C. alcae</i>	1	3	-	5	5	-	4	-	-
38	<i>C. flocciferus</i>	1	4	-	5	5	-	4	-	-
39	<i>Spiralia sertorius</i>	-	3	-	4	4	-	3	-	-
40	<i>Pyrus malvae</i>	1	4	-	4	4	-	3	-	-
41	<i>P. armoricanus</i>	-	3	-	4	4	-	3	2	-
42	<i>P. alveus</i>	1	4	-	4	4	-	3	-	-
43	<i>P. serratulæ</i>	-	4	-	4	3	-	3	-	-
44	<i>P. stiellarius</i>	-	4	-	4	3	-	3	-	-

Notă: Estimarea s-a realizat prin metoda directă, de numărare a indivizilor observați de-a lungul traseelor parcurse, iar exprimarea rezultatelor prin folosirea unei scări de comparație, după cum urmează: 1- exemplare foarte puține; 2- exemplare puține; 3- exemplare puțin numeroase; 4- exemplare numeroase; 5- exemplare foarte numeroase.

9. ALTE METODE DE ANALIZA A CORELAȚIEI LA NIVELUL GRUPARILOR DE SPECII

Pentru analiza biocenozelor sau ecosistemelor există mai multe metode de analiză a corelațiilor. Astfel, pot fi utilizati coeficienți binari – calculați pornind de la tabele cu dublă intrare și utilizând doar abundența speciilor – se pot utiliza metode care permit aprecierea diferenței dintre două asociații pornind de la date procentuale sau de la biomasă sau productivitate, folosind inclusiv teoria informației.

Eficiența acestor metode este diferita și depinde de scopul urmarit și de datele pe care le avem la dispozitie. Dacă de exemplu nu avem drept termen de comparație decât o simplă listă de specii, va trebui să ne rezumăm la aplicarea primei categorii de metode, pe când dacă datele brute sunt complexe, incluzând și alte categorii – procente, biomasă, grad de acoperire al solului – se pot utiliza metode mai sofisticate, care vor oferi o privire de ansamblu mai veridica asupra realității din teren.

Metodele de analiză sinecologică se bazează după cum am arătat anterior pe două categorii de indici: analitici – reprezentanți de abundență, frecvență, dominanță, fidelitate – și indici sintetici, calculați pornind de la indicii analitici.

Indicii sintetici se pot clasifica la rândul lor în mai multe moduri. Din punct de vedere al aspectului analizat, putem avea indici de semnificație ecologică, indici de similaritate și indici de afinitate cenotică.

In cele ce urmează vom prezenta pe scurt acești indici, cu indicarea avantajelor sau dezavantajelor pe care le presupune folosirea fiecărui.

9.1. Indici de analiză ai semnificației ecologice

Indicii de semnificație ecologică arată importanța unei specii sau unui grup taxonomic în asociația din care face parte, indicând ierarhizarea acesteia. În acest mod pot fi identificate cu precizie speciile cu importanță majoră în ecosistem. Unii din cei mai folosiți indici de semnificație ecologică sunt indicele W (sau al lui Dzuba), indicele Naughton-Wolf (descriși anterior), coeficientul de prezență (Glemarec), gradul de predominanță numerică (Lie, Kisker), indicele de distribuție spațială Smurov.

9.1.1. Coeficientul de prezență al lui Glemarec (Glemarec, 1964)

Coeficientul permite compararea frecvențelor unei specii în mai multe faciesuri diferite ale același zone. În cazul în care avem n faciesuri și k specii, pentru fiecare specie se poate calcula căte un coeficient de prezență în fiecare facies după o formulă de tipul:

$$PA1 = (fA1 + fA2 + \dots + fAn) / fA1$$

unde PA1 este coeficientul de prezență în faciesul 1 (în mod similar se calculează

coeficienții de prezentă pentru toate faciesurile);

$f_{A1} \dots f_{An}$ reprezintă frecvența (constanța) speciei A în faciesurile 1 – n.

În mod similar se va proceda pentru fiecare specie în parte

$$P_{kn} = \sum_1^k f_{kn} / f_{kn}$$

Cu ajutorul acestui coeficient se pot compara prezențele unei specii în mai multe asociații – presupunând a fi apropiate sau de același tip, sau în faciesuri diferite ale aceleiași asociații.

Pentru analiza semnificației ecologice este necesară calcularea dominantei iar ulterior se poate calcula un coeficient de semnificație ecologică de tipul $P \times D$ (coeficientul de prezentă x dominantă) care să permită ierarhizarea speciilor din asociație indicând cu precizie importanța ecologică a fiecareia.

9.1.2. Indicele Smurov

Este un indice care ține cont de densitatea organismelor din probe, reușind să redea distribuția spațială a unui habitat.

Se calculează după formulele:

$$P_{\{s\}} = 1 - (\bar{m} / m^*) (1 - e^{-m^*})$$

$$P_{\{k\}} = (\bar{m} \times m^{*k-1}) / (e^{m^*} k!)$$

Unde \bar{m} este densitatea medie a organismelor din aria de unde au fost prelevate probele,

m^* este media densității organismelor în aglomerare, calculându-se după o formulă de tipul:

$$m^* = \bar{m} + [(\sigma^2 / \bar{m}) - 1]$$

9.1.3. Gradul de predominantă numerică a probelor exprimat ca procentaj al redundanței (Lie, Kisker, 1970)

Acum indice se bazează pe utilizarea teoriei informației. Formula de calcul este

$$R_E = 100 (E_{\max} - E) / (E_{\max} - E_{\min})$$

Unde:

- $E_{\max} = \log_2 N! - S \log_2 (N/S)$ (diversitate maximă)
- $E_{\min} = \log_2 N! - S \log_2 (N - S + 1)!$ (diversitate minimă)
- $E = (\log_2 N! - \sum \log_2 N_i!)/N$ (indicele de diversitate din teoria informației)
- N reprezintă numărul total de exemplare;
- N_i este numărul de indivizi din specia i;
- S este numărul total de specii.

Diversitatea maximă apare atunci când toate speciile sunt reprezentate printr-un număr egal de exemplare iar diversitatea minimă apare atunci când o specie are $N - (S-1)$ exemplare iar celelalte specii sunt reprezentate printr-un singur exemplar.

Tinând cont de aceste aspecte, poate fi calculată dominanța numerică ca grad al redundanței.

După calculare, se pot compara între ele R_E ale diferitelor probe și astfel se poate analiza gradul lor de similaritate.

Notă: în același mod pot fi folosiți și alti indici de diversitate pentru compararea similitudinii dintre probe.

9.2. Indici de analiză a afinității cenotice

Indicii de afinitate cenotică arată legăturile stabilite între diferențele specii dintr-o biocenoză. Au o mare importanță în stabilirea grupărilor de specii aflate în relații de interdependentă sau pentru demonstrarea acestor interrelații. Astfel de indici sunt indicele de afinitate cenotică al lui Jaccard (q tratat anterior), coeficientul Φ al lui Bouduresque, sau o serie de coeficienți de asociere: coeficientul contingentei medii pătratice, coeficientul lui Yule, coeficientul de asociere interspecifică și coeficientul de asociere interspecifică parțială (ambii introdusi de Cole), indicele lui Fager, coeficientul de asociere Fager-McGowan, proporția în care indivizii a două specii apar împreună. §.a.

In cazurile în care de exemplu se folosește testul χ^2 (vezi mai jos) pentru a demonstra dacă între speciile unei biocenoze apar legături de asociere și rezultatul testului arată existență unei asocieri, se poate trece mai departe. Astfel, prin aplicarea uneia din formulele coeficienților de afinitate cenotică (sau de asociere) se poate obține o valoare a gradului de afinitate cenotică/asociere care poate fi comparată cu situația întâlnită în cazul altor specii sau cu cazul acelorași specii, dar din alte biotopuri.

Analizând mai multe tipuri de astfel de coeficienți, Cole (1949) arată că pentru o corelație perfect pozitivă, coeficientul de asociere este egal cu 1 iar pentru o asociere perfect negativă acest coeficient ia valoarea de -1. În lipsa oricărei asociieri, coeficientul este 0.

In cazul în care coeficientul poate lua valori între 1 și -1, el are o distribuție liniară (ca lot, față de numărul posibil de prezente în aceeași probă a celor două specii).

In cazul altor coeficienți, distribuția nu mai este liniară și în acest caz coeficientul va avea întotdeauna valori mai mici ca 0.

9.2.1. Coeficientul contingentei probabilității medii pătrate

Acest coeficient nu poate approxima tipul distribuției. Nu poate da, de asemenea valoarea de $+1$ decât cind $a = d$ și $b = c = 0$. Pentru cazurile de asociere mai puțin extreme, se folosește formula

$$C_{AB} = \sqrt{\chi^2 / n + \chi^2}$$

în care n este valoarea numărului total de evenimente.

9.2.2. Coeficientul lui Yule

Acest tip de coeficient pune accent mai degrabă pe apariția împreună în probe a celor două specii în mod întâmplător decât pe cazurile în care apare un oarecare grad de asociere între specii. Formula de calcul pentru acest coeficient este:

$$C_{AB} = \frac{ad - bc}{ad + bc} / ad + bc$$

unde a, b, c și d sunt valorile înscrise în căsuțele corespunzătoare ale tabelului de asociere.

9.2.3. Coeficientul de asociere interspecifică

A fost introdus de Cole pentru a suplini unele dintre inconveniențele de folosire a altor coeficienți ca cei de mai sus. În acest caz trebuie utilizate mai multe formule, în funcție de variantele care pot apărea:

a.- dacă ad mai mare sau egal cu bc,

$$C_{AB} = \frac{ad - bc}{(a+b)(b+d)} +, - \sqrt{\frac{(a+c)(c+d)}{n(a+b)(b+d)}}$$

b.- dacă bc mai mare ca ad și d mai mare sau egal cu a,

$$C_{AB} = \frac{ad - bc}{(a+b)(a+c)} +, - \sqrt{\frac{(b+d)(c+d)}{n(a+b)(a+c)}}$$

c.- dacă bc mai mare ca ad și a mai mare ca d,

$$C_{AB} = \frac{ad - bc}{(c+d)(b+d)} +, - \sqrt{\frac{(a+b)(a+d)}{n(b+d)(c+d)}}$$

9.2.4. Indicele lui Fager

Introdus de Fager în 1957, acest indice arată probabilitatea întâlnirii în probe a două specii împreună ținând cont de suma probabilităților lor de apariție separată. În acest caz, probele în care lipsesc ambele specii vor fi excluse; această tehnică este folosită ca și în cazul delimitării comunităților diferite după speciile componente. Indicele Fager se poate calcula după formula de mai jos:

$$I_{AB} = \frac{2J}{nA + nB}$$

unde:

- J = numărul de apariții împreună în probe,
- nA = numărul de prezente în probe ale speciei A,
- nB = numărul de prezente în probe ale speciei B.

Probabilitatea ca indivizii a două specii să apară împreună poate fi testată cu un test "t" ca cel de mai jos:

$$t = \left[\frac{(nA+nB)(2J-1)}{2(nA)(nB)} - 1 \right] \sqrt{\frac{1}{nA+nB-1}}$$

Pragul minim de semnificație pentru valorile lui t este de 1.645 pentru 5%.

9.2.5. Proporția în care indivizii a două specii apar împreună

Metodele de mai sus nu țin cont de numărul de exemplare în care este prezentă fiecare specie. Cu toate acestea, în natură apar cazuri când în probe sunt prezente efective mari pentru ambele specii - într-o proporție sau alta - și cazuri în care apar în probe doar perechi de indivizi ai celor două specii. Pentru a lăua în calcul astfel de cazuri a fost obținută o formulă prin modificarea ecuației lui Whittaker și Fairbanks (1958):

$$I_{si} = 2 [(J_i / A + B) - 0.5]$$

unde: J_i reprezintă numărul de indivizi pentru speciile A și B în probele în care cele două specii apar împreună,

A și B reprezintă numărul total de indivizi pentru specia A și specia B în toate probele.

9.2.6. Coeficientul de asociere interspecifică parțială

A fost introdus tot de către Cole (1957) și este dezvoltat pornind de la coeficientul precedent Spre deosebire însă de coeficientul de asociere interspecifică, acest coeficient analizează relațiile dintre două specii - A și B - în prezență și respectiv absența unei a treia specii - C. deasemenea, poate fi testată cu acest coeficient asocierea dintre două specii și prezența sau absența unui factor de mediu.

Pentru calcularea acestui coeficient se construiește un tabel de tip $2 \times 2 \times 2$, de tipul tabelului 7.10.

Tabel 9.1 Modul de completare al tabelului pentru coeficientul de asociere interspecifică parțială

C+			C-		
	B+	B-		B+	B-
A+	a_1	b_1		a_2	b_2
A-	c_1	d_1	N_{C-}	c_2	d_2
B+			B-		
	C+	C-		C+	C-

A+	a ₁	a ₂		b ₁	b ₂	
A-	c ₁	c ₂	N _{B+}	d ₁	d ₂	N _{B-}
	A+			A-		
	C+	C-		C+	C-	
B+	a ₁	a ₂		c ₁	c ₂	
B-	b ₁	b ₂	N _{A+}	d ₁	d ₂	N _{A-}

$$N_C = a_1 + b_1 + c_1 + d_1$$

Tabelul 9.2. – Tipurile de coeficienți de asociere interspecifică parțială

Tipul coeficientului	x	x > 0	x < 0
C _{ABC+}	a ₁ d ₁ - b ₁ c ₁ / N _{C+}	x/Z ₂ + x	x/Z ₁ - x
C _{ABB+}	a ₁ c ₂ - a ₂ c ₁ / N _{B+}	x/Z ₂ + x	x/Z ₁ - x
C _{BCA+}	a ₁ b ₂ - a ₂ b ₁ / N _{A+}	x/Z ₂ + x	x/Z ₁ - x
C _{ABC-}	a ₂ d ₂ - d ₂ c ₂ / N _{C-}	x/Z ₁ + x	x/Z ₂ - x
C _{ACB-}	b ₁ d ₂ - b ₂ d ₁ / N _{B-}	x/Z ₁ + x	x/Z ₂ - x
C _{BCA-}	c ₁ d ₂ - c ₂ d ₁ / N _{A-}	x/Z ₁ + x	x/Z ₂ - x

unde Z_1 = oricare din valorile a_1, d_1, b_2, c_2 , care este mai mică;

Z_2 = oricare din valorile b_1, c_1, a_2, d_2 , care este mai mică.

9.2.7. Coeficientul de asociere Fager - McGowan

Este derivat din coeficientul Fager simplu și testează gradul de asociere dintre două specii ținând cont de numărul lor de apariții împreună. Se calculează după formula:

$$S_{ab} = [J_{ab} / (N_a N_b) 1/2] - [1/2 (N_b) 1/2]$$

unde J_{ab} reprezintă numărul de apariții împreună în probe, N_a și N_b reprezintă numărul de apariții în probe a speciilor a și respectiv b.

Dacă acest coeficient este mai mare de 0.50 se consideră că asocierea dintre cel două specii este pozitivă și bună.

9.2.8. Coeficientul Φ al lui Boudouresque

Acest coeficient, introdus de Boudouresque în 1971 și denumit și coeficientul corelației corelației de punct (fourfold point correlation coefficient) este asemănător ca mod de analizare a gradului de afinitate cenotică cu coeficientul Jaccard. Este un coeficient de tip centrat, care permite evaluarea legăturilor intersepecifice pe baza prezenței sau absenței speciilor.

Se calculează după formula:

$$\Phi = [(Nt Cj) - (Ni Nj)] / [Ni Nj (Nt - Ni) (Nt - Nj)]^{1/2}$$

Unde

- Nt reprezintă numărul total de probe luate în considerare pentru comparare;
- Ni – numărul de probe cu specia i;
- Nj – numărul de probe cu specia j;

- C_{ij} – numărul de probe care conțin și specia i și specia j.

9.3. Indici de analiză a similarității dintre probe

Indicii de similaritate se referă la alt aspect ecologic și anume la gradul de asemănare dintre două grupări de organisme. Pentru analiza acestui deosebit de important aspect, există o largă varietate de indici, de tip binar, procentual, bazați pe teoria informației, etc. Cățiva dintre acești indici sunt indicele Czekanowski, indicele Kulezynski, indicei Sørensen simplu și Sørensen modificat, indicele Mountford, coeficientul Jaccard (alțul decât cel care analizează afinitatea cenotică), coeficientul Baroni-Urbani – Buser, coeficientul întâlnirii simple, distanța euclidiană, indicele Bray-Curtis, indicele Canberra metric, indicele de corelație procentuală Renkonen, indicele de similaritate To (Lie, Kelly), indicele de corelație ai lui Morisita și Horn, indicele Gruia, indicele Onicescu, etc.

9.3.1. Coeficienți binari

Corelația dintre două caractere biologice, două asociații, grupe de specii, etc, poate fi apreciată cel mai ușor prin folosirea unor așa-numiți coeficienți binari, bazați pe analiza unor tabele de tip 2×2 , ca cel de mai jos:

Tabel 7.3. Modul de completare a unui tabel cu dublă intrare

		Proba A	
		Nr. specii prezente	Nr. specii absente
Proba B	Nr. specii prezente	a	b
	Nr. specii absente	c	d

unde

- a reprezintă numărul speciilor prezente atât în proba A cât și în proba B;
- b reprezintă numărul de specii prezente în proba B dar nu în proba A;
- c este numărul de specii prezente în proba A dar nu în proba B;
- d reprezintă numărul de specii absente în ambele probe.

Bazându-se pe acest tip de tabel de corelație, au fost descriși mai mulți coeficienți de corelație binară. Unii din cei mai des folosiți sunt coeficienții Jaccard și Sørensen (cu formule ușor modificate față de cele folosite la analiza de tip sincologic), coeficientul Baroni-Urbani - Buser, coeficientul întâlnirii simple (simple matching), și.a.

Formulele de calcul pentru acești coeficienți sunt:

$$S_j = a / (a + b + c) \text{ coeficientul Jaccard}$$

$$S_s = 2a / (2a + b + c) \text{ coeficientul Sørensen (Czekanowski, 1913; Sørensen 1948)}$$

$$S_B = (\sqrt{ad} + a) / (a + b + c + \sqrt{ad}) \text{ coeficientul Baroni-Urbani - Buser} \quad (\text{Baroni-Urbani, Buser, 1976; Faith, 1983})$$

$$S_{SM} = (a + d) / (a + b + c + d) \text{ coeficientul întâlnirii simple}$$

Mărimea valorilor acestor coeficienți ar trebui să ia valori între 0 și 1. Dar, s-a constatat că mărimea probei și numărul de specii din biocenoza influențează în mod radical valoarile pentru unii din acești indici. De exemplu, coeficientul de corelație Sørensen pentru două comunități conținând fiecare 750 de specii și fiecare probă conține 200 de exemplare este nu 1 cum ar fi de așteptat ci doar 0.55. Pentru a remedia astfel de probleme, pot fi luate două tipuri de măsuri:

- fie ca în analiza similarității se folosesc probe de mărime similară,
- fie se calculează valoarea maximă posibilă pentru coeficienții de corelație binară utilizând formulele lui Wolda (1981) și se reapreciază toți coeficienții pentru o nouă scară de similaritate diferită de cea 0 - 1.

Cu toate că ultima metodă nu este recomandată din punct de vedere statistic, ea este foarte utilă pentru aproximarea unor aspecte ecologice.

Tabel 9.4. Formulele lui Wolda de aproximare a relațiilor între valorile maxime ale indicilor de corelație

Indice de corelație	Nr. de specii	Ecuatia
Baroni-Urbani, Buser	150	$S = 1.190 - 1.563S^{-0.263} - 389*10^{-7}L$
	380	$S = 1.190 - 2.108S^{-0.301} - 389*10^{-7}L$
	580	$S = 1.208 - 2.204S^{-0.288} - 432*10^{-7}L$
	750	$S = 1.213 - 2.651S^{-0.312} - 438*10^{-7}L$
Sørensen	150	$S = 1.148 - 2.146S^{-0.322} - 301*10^{-7}L$
	380	$S = 1.130 - 3.292S^{-0.364} - 264*10^{-7}L$
	580	$S = 1.137 - 3.375S^{-0.347} - 281*10^{-7}L$
	750	$S = 1.125 - 4.170S^{-0.375} - 251*10^{-7}L$
Renkonen (corelație procentuală)	150	$PS = 1 - 1.642S^{-0.405} - 4.282L^{-0.866}$
	380	$PS = 1 - 2.410S^{-0.384} - 2.754L^{-0.719}$
	580	$PS = 1 - 2.810S^{-0.375} - 0.645L^{-0.438}$
	750	$PS = 1 - 3.111S^{-0.375} - 0.640L^{-0.470}$
Horn	150	$Ro = 1 - 1.247S^{-0.361} - 6.486L^{-0.835}$
	380	$Ro = 1 - 1.799S^{-0.539} - 9.393L^{-0.772}$
	580	$Ro = 1 - 1.802S^{-0.485} - 5.825L^{-0.639}$
	750	$Ro = 1 - 1.247S^{-0.517} - 7.040L^{-0.646}$

Notă: Cu S se notează numărul de indivizi din probă mai mică iar cu L numărul de specii din probă mare

Utilizarea acestor indici are un alt avantaj, acelă că permit compararea a două grupări de specii prin intermediul listelor de specii - nu de puține ori singurele accesibile. Cu toate acestea, acesti coeficienți nu pot releva importanța speciilor în funcție de efectiv - speciile abundente apar cu aceeași valoare ca și speciile foarte rare.

9.3.2. Indicele Gruia (Gruia, 1980)

Un indice de corelație care ține cont în același timp de numărul de specii ca și de procentajul pe care îl dețin aceste specii în cadrul biocenozelor a fost introdus de Lucian Gruia. Formula de calcul a acestui indice este:

$$C_G = \sqrt{\left[\frac{c(a+b)(100 Psc)}{2ab} \right]}$$

Unde

- a și b reprezintă numărul de specii în probele A respectiv B
- c reprezintă numărul de specii comune în cele două probe
- Psc este suma procentelor celor mai mici ale speciilor comune din cele două probe.

9.3.3. Indicele Onicescu

Acest indice de corelație este folosit pentru exprimarea similarității cantitative sau calitative a două sau mai multe asociații de viețuitoare. Face parte dintr-îndicii binari și de regula este completat de analiza de tip "cluster", realizându-se dendrograme care să reflecte gradul de înrudire / corelare dintre biocenoze.

Formula de calcul a acestui indice este următoarea:

$$C = \frac{\sum_{i=1}^j p_i q_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^j (p_i)^2 \sum_{i=1}^j (q_i)^2}}$$

In această formulă, p_i reprezintă abundența speciei i în prima biocenoză iar q_i abundența speciei i în cea de-a două biocenoză.

9.4. Coeficienți ai "distanței" dintre asociații

Spre deosebire de coeficienții analizați anterior, măsurarea "distanței" dintre două asociații presupune analiza abundenței speciilor. Aceste metode oferă deci avantajul că țin cont de ponderea unor sau altora dintre specii în ecosistemele analizate și pot fi ilustrate foarte sugestiv în mod grafic, utilizând așa-numita distanță euclidiană sau alte tipuri de indici.

9.4.1. Distanța euclidiană

Metoda se bazează pe analiza grafică a triunghiului rezultat din dispunerea datelor ca în figura 7.1.

De exemplu, dacă avem două probe A și B, în care se găsesc doar două specii 1 și 2, prima cu 96 exemplare în probă A și 49 exemplare în probă B, cea de-a două cu 8 exemplare în probă A și 16 exemplare în probă B, se procedează în modul următor:

- datele se înscriu într-un tabel cu dublă intrare, ca cel de mai jos

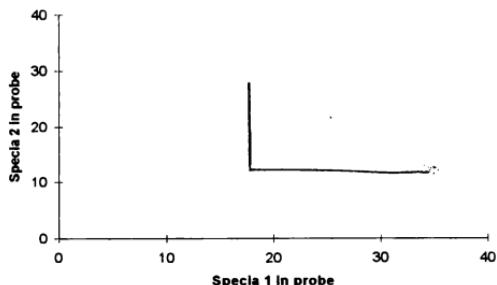
Tabel 9.5.- Distribuția speciilor în probe

		Proba A	Proba B
Nr. exemplare	Specia 1	96	49
	Specia 2	8	16

Acstea date pot fi reprezentate ca în graficul de mai jos (Fig. 7.1); se poate obține astfel "distanța" dintre cele două probe A și B, distanța care poate fi calculată ca ipotenuza a triunghiului ce se

formează pe grafic. Există mai multe metode de calculare a acestei distanțe. Din analiza graficului se poate deduce că dacă cele două probe ar conține același număr de exemplare din cele două specii "distanța" dintre ele ar fi 0, deci probele fac parte din aceeași biocenoză.

Figura 9.1. Distanța euclidiană pentru exemplul anterior



Distanța euclidiană reprezintă calcularea dimensiunilor ipotenuzei triunghiului din graficul precedent după formula utilizată în geometrie:

$$\text{Distanța euclidiană} = \sqrt{x^2 + y^2} = \sqrt{(96 - 49)^2 + (16 - 8)^2} = 46.3 \text{ exemplare}$$

Această distanță poate fi înșă și masurată pur și simplu cu o riglă pe grafic.
În cazul în care avem un număr mare de specii, formula devine:

$$\Delta_{jk} = \sqrt{\sum (X_{ij} - X_{ik})^2}$$

unde

- Δ_{jk} reprezintă distanța euclidiană;
- X_{ij} este abundența sau biomasa speciei i în proba j ;
- X_{ik} este abundența sau biomasa speciei i în proba k .

Distanța euclidiană crește odată cu creșterea numărului de specii în probe. Pentru a compensa acest aspect se poate calcula media distanței euclidiene, d_{jk} după cum urmează:

$$d_{jk} = \sqrt{\Delta_{jk}^2 / n}$$

unde Δ_{jk} reprezintă distanța euclidiană iar n numărul de specii în probe.

Atât distanța euclidiană cât și media acesteia iau valori între 0 și infinit. Cu cât valorile lor vor fi mai mari, cu atât va fi mai mică corelația dintre probele analizate.

9.4.2. Metoda Bray-Curtis (Bray, Curtis, 1957)

Această metodă evită neajunsul distanței euclidiene prin standardizarea indicelui la valori cuprinse între 0 (corelație maxima) și 1 (necorelație). Formula de calcul este urmatoarea:

$$B = \sum |X_{ij} - X_{ik}| / \sum (X_{ij} + X_{ik})$$

unde B este indicele Bray-Curtis, X_{ij} , X_{ik} reprezintă numărul de indivizi ai speciei i în fiecare probă, n fiind numărul de specii în probe.

Deficiența acestui indice este aceea că nu ia în calcul speciile care lipsesc în ambele probe; este supraestimată în acest caz importanța speciilor dominante, în timp ce speciile rare participă foarte puțin la realizarea acestui coeficient.

Indicele Bray-Curtis poate fi folosit ca măsură a similarității după formula 1 - B.

9.4.3. Coeficientul Canberra Metric (Lance, Williams, 1967)

Este mai eficient ca indicele anterior la problema speciilor rare sau abundente. Formula de calcul este cea de mai jos:

$$C = 1/n \left\{ \sum_{i=1}^n [|X_{ij} - X_{ik}| / (X_{ij} + X_{ik})] \right\}$$

unde C reprezintă indicele de corelație Canberra metric între probele j și k, n este numărul de specii din probe iar X_{ij} , X_{ik} reprezintă numărul de indivizi ai speciei i în fiecare probă.

Indicele Canberra metric are și el deficiențe - astfel, este nefedinit dacă apar specii care lipsesc în ambele probe, acestea trebuind ignorate. A două deficiență este aceea că dacă exemplarele unei specii lipsesc dintr-o probă dar sunt prezente în a două, atunci valoarea indicelui este maximă. Pentru eliminarea acestei inconveniente, de multe ori valorile de 0 sunt înlocuite în tabel cu o valoare minima - ex. 0.1. Ca și indicele Bray-Curtis, și acest indice este afectat de mărimea probei. Poate fi și el utilizat ca indice de similaritate după o relație de tipul 1 - C.

Exemplu de calcul

Calculați gradul de corelație dintre două biotopuri din zona litorală de mică adâncime din zona de sud a litoralului românesc - respectiv Vama Veche și 2 Mai, în funcție de speciile de macronevertebrate întalnite în acestea. Datele sunt înscrise în tabelul următor:

Tabel 9.6. Numărul de specii din două biotopuri litorale de mică adâncime

	Nr. specii					
Habitat	1	2	3	4	5	6
Vama Veche	9	11	9	10	14	15
2 Mai	8	11	6	14	12	12

Pentru analiza gradul de corelație dintre cele două biotopuri folosim mai multe metode, după cum urmează:

Distanța euclidiană:

$$\Delta_{jk} = \sqrt{\sum (X_{ij} - X_{ik})^2} =$$

$$= \sqrt{(9 - 8)^2 + (11 - 11)^2 + \dots + (15 - 12)^2} = 6.24$$

Media distanței euclidiene:

$$d_{jk} = \sqrt{\Delta_{jk}^2 / n} = 6,48$$

Coeficientul Bray - Curtis:

$$B = \frac{\sum (X_{ij} - X_{ik}) / \sum (X_{ij} + X_{ik})}{[(9 - 8) + (11 - 11) + (9 - 6) + (14 - 10) + (14 - 12) + (15 - 12)] / (9 + 8 + 11 + 11 + 9 + 6 + 10 + 14 + 14 + 12 + 15 + 12)} = 0.106$$

Coeficientul Canberra metric:

$$C = 1/n \left\{ \sum_{i=1}^n \left[\frac{|X_{ij} - X_{ik}|}{(X_{ij} + X_{ik})} \right] \right\} = \\ = 1/6 \{ [(9 - 8)/(9 + 8)] + [(11 - 11)/(11 + 11)] + \dots + [(15 - 12)/(15 + 12)] \} = \\ = 0.09$$

Atât coeficientul Bray-Curtis, cât și Canberra metric pot fi folosite și ca o mărime a similarității, după relațiile $1 - B$ respectiv $1 - C$:

$$1 - B = 1 - 0.106 = 0.89$$

$$1 - C = 1 - 0.09 = 0.90$$

În concluzie, cele două biotopuri analizate dovedesc un grad foarte ridicat de similaritate ecologică, aspect relevat de toți indicii folosiți.

9.5. Alte tipuri de coeficienți de corelație

Corelația dintre două comunități de organisme poate fi apreciată și în alte moduri. De exemplu, se pot folosi pentru aceasta nu numai date numerice, cum este abundența, ci și date procentuale; de asemenea, o serie de specialiști au pus la punct metode de calculare a corelației pornind de la teoria informației. Prezentăm în cele ce urmează o serie de astfel de coeficienți și indici

9.5.1. Coeficientul de corelație procentuală - indicele Renkonen (Renkonen, 1938)

Acesta este unul dintre indicii care oferă cea mai bună imagine a corelației cantitative. Este un indice puțin afectat de mărimea probei și de numărul de specii din probe, luând valori de la 0 la 100.

Pentru calcularea acestui indice, fiecare probă trebuie standardizată, suma abundențelor exemplarelor fiind considerată a fi 100%.
Acum indice se calculează ca mai jos:

$$P = \sum \min(p_{1i}, p_{2i})$$

Unde

- P reprezintă indicele corelației procentuale între probele 1 și 2;
- p_{1i} este procentul speciilor i în asociația din care s-a prelevat proba 1;
- p_{2i} este procentul speciilor i în asociația din care s-a prelevat proba 2.

9.5.2. Indicele de similaritate To (Lie, Kelly, 1970)

Acest indice se bazează pe o formulă de calcul apropiată de cea întâlnită pentru calcularea testului chi pătrat, permitând analizarea corelației dintre stații în funcție de prezență/absența speciilor din totalul înregistrat în zona sau asociația studiată. Formula de calcul este:

$$To = (C_{ij} W_{ij} - V_i V_j) / (X_i A_i - X_j A_j)^{1/2}$$

$$\chi^2 = (C_{ij} W_{ij} - V_i V_j)^2 S / (X_i A_i - X_j A_j)$$

$$To = [(\chi^2) / S]^{1/2}$$

Unde

- S este numărul de specii din probe;
- A_i reprezintă numărul de specii din stația i ;
- A_j reprezintă numărul de specii din stația j ;
- C_{ij} reprezintă numărul de specii comune în cele două stații;
- V_i reprezintă numărul de specii care se găsesc numai în stația i , fără cele care apar și în stația j ;
- V_j reprezintă numărul de specii care se găsesc numai în stația j , fără cele care apar și în stația i ;
- X_i reprezintă numărul de specii din totalul S care lipsesc în stația i ;
- X_j reprezintă numărul de specii din totalul S care lipsesc în stația j ;
- W_{ij} reprezintă numărul de specii din totalul S care lipsesc și din stația i și din stația j ;

9.6. Coeficienți de corelație proveniți din teoria informației

Cu toate dezavantajele, indicii care provin din teoria informației reprezintă la ora actuală una din cele mai eficiente și mai utilizate metode de analiză a asociațiilor ecologice. Prezentăm mai jos câțiva dintre cei mai des utilizăți indici din această categorie folosiți de ecologi.

9.6.1. Indicele de corelație Morisita (1959)

Pe lângă indicele diversității, Morisita introduce și un indice al corelației, indice interpretat mai degrabă ca o probabilitate.

Indicele de corelație Morisita = (probabilitatea ca un exemplar extras din proba j și unul extras din proba k să aparțină la aceeași specie) / (probabilitatea ca doi indivizi extrași deodată din proba j sau k să aparțină aceleiași specii)

Acet indice de corelație este aproape independent de mărimea probei, cu excepția cazurilor în care proba este foarte mică. În urma unor exhaustive stimulare experimentale efectuate de alți specialiști, indicele de corelație Morisita este considerat ca cel mai indicat pentru aprecierea corelației dintre două comunități de organisme.

Valorile acestui indice variază între 0 și 1. Indicele se calculează pornind de la abundente calculate după numărul indivizilor din probe, și nu după biomasă, productivitate sau grad de acoperire.

Calcularea indicelui de corelație Morisita se face după o formulă de tipul următor:

$$C_{\lambda} = 2 \sum^n X_{ij} X_{ik} / (\lambda_1 + \lambda_2) N_j N_k$$

Unde

- C_{λ} reprezintă indicele de corelație Morisita;
- X_{ij} , X_{ik} reprezintă numărul indivizilor din specia i în proba j și proba k;
- $N_j = \sum X_{ij}$, reprezintă numărul total de exemplare în proba j;
- $N_k = \sum X_{ik}$ reprezintă numărul total de exemplare în proba k.
- λ_1 și λ_2 se calculează după relațiile de mai jos:

$$\lambda_1 = \sum^n [X_{ij} (X_{ij} - 1)] / [N_j (N_j - 1)]$$

$$\lambda_2 = \sum^n [X_{ik} (X_{ik} - 1)] / [N_k (N_k - 1)]$$

Pornind de la formula acestui indice, Horn propune o formulă simplificată (1966), notațiile fiind identice ca cele din formula lui Morisita:

$$C_H = (2 \sum X_{ij} X_{ik}) / \{ [(\sum X_{ij}^2 / N_j^2) + (\sum X_{ik}^2 / N_k^2)] N_j N_k \}$$

Indicele Morisita simplificat de Horn are marele avantaj se pretează analizelor mai ales atunci când datele primare sunt exprimate ca proporții, și nu ca numere; astfel, indicele poate fi folosit și pentru date primare de biomasă, productivitate sau grad de acoperire.

9.6.2. Indicele de corelație al lui Horn (1966)

Horn propune și un alt indice de corelație, bazându-se tot pe teoria informației. Acest indice fi folosit atât pentru date numerice - număr de exemplare - cât și pentru date procentuale.

Indicele se calculează după formula următoare:

$$R_0 = \frac{\sum [(X_{ij} + X_{ik}) \log (X_{ij} + X_{ik})] - \sum (X_{ij} \log X_{ij}) - \sum (X_{ik} \log X_{ik})}{[(N_j + N_k) \log (N_j + N_k)] - (N_j \log N_j) - (N_k \log N_k)}$$

unde

- R_0 este indicele de corelație al lui Horn între probele j și k;
- X_{ij} , X_{ik} reprezintă numărul de exemplare al speciei i în proba j și în proba k;
- $N_j = \sum X_{ij}$ numărul total al exemplarelor speciei i din proba j;
- $N_k = \sum X_{ik}$ numărul total al exemplarelor speciei i din proba k;

De menționat este și faptul că dacă se lucrează pe aceeași pereche de asociații odată utilizând abundențele și a două oară biomasele, prin această metodă se obține aceeași valoare a indicelui Horn. Baza logaritmilor folosiți în formulă nu are importanță și nu afectează în nici un fel rezultatul final.

Exemplu de calcul

Calculați corelația pentru două biotopuri marine din sudul litoralului românesc (Vama Veche și 2 Mai) după datele din tabelul de la exemplul precedent.

Tabelul 9.7. – Numărul de specii și procentul acestora în două biotopuri marine din zona de sud a litoralului românesc

Specia	Număr specii		%	
	Vama Veche	2 Mai	Vama Veche	2 Mai
<i>Nerilla antennata</i>	5	2	4.6	9.5
<i>Nerine cirratulus</i>	2	1	1.8	4.7
<i>Spio filicornis</i>	2	1	1.8	4.7
<i>Grubea clavata</i>	1	1	0.9	4.7
<i>Saccocirrus papilocercus</i>	48	13	44.9	61.9
<i>Praegeria remota</i>	77	1	71.2	4.7
<i>Microphthalminus</i> sp.	2	1	1.8	4.7
<i>Polydora ciliata</i>	1	1	0.9	4.7
Total	108	21	100 %	100 %

Coefficientul de corelație procentuală:

$$P = \sum \text{minimum} (p_{1i}, p_{2i}) = 4.6 + 1.8 + 1.8 + 0.9 + 44.9 + 4.7 + 1.8 + 0.9 \\ = 61.4 \%$$

Indicele de corelație Morisita:

$$C_{\lambda} = 2 \sum^n X_{ij} X_{ik} / (\lambda_1 + \lambda_2) N_j N_k$$

$$\lambda_1 = [(53.3)(52.3) + (18.8)(17.8) + \dots + (1.5)(0.5)] / 108.4(107.4) = 0.292$$

$$\lambda_2 = [(0.9)(0) + (20.7)(19.7) + \dots + (6.9)(5.9)] / 82.5(81.5) = 0.167$$

$$C_{\lambda} = \frac{2[(53.3)(0.9) + (18.8)(20.7) + (10.5)(14.2) + \dots + (1.5)(6.9)]}{(0.292 + 0.167)(108.4)(82.5)} = 0.42$$

Indicele de corelație Morisita simplificat:

$$C_H = (2 \sum X_{ij} X_{ik}) / \{ [(\sum X_{ij}^2 / N_j^2) + (\sum X_{ik}^2 / N_k^2)] N_j N_k \}$$

$$C_{II} = \frac{1728.96}{\{(53.3^2 + 18.8^2 + 1.5^2) / 108.4^2\} + \{(0.9^2 + 20.7^2 + \dots + 6.9^2) / 82.5^2\} \cdot (108.4)(82.5)}$$

$$C_{II} = 0.41$$

Indicele de corelație Horn:

$$R_0 = \frac{\sum [(X_{ij} + X_{ik}) \log (X_{ij} + X_{ik})] - \sum (X_{ij} \log X_{ij}) - \sum (X_{ik} \log X_{ik})}{[(N_j + N_k) \log (N_j + N_k)] - (N_j \log N_j) - (N_k \log N_k)}$$

$$\sum [(X_{ij} + X_{ik}) \log (X_{ij} + X_{ik})] =$$

$$= (53.3 + 0.9) (\log 54.2) + (18.8 + 20.7) (\log 39.5) + \dots = 279.846$$

$$\sum (X_{ij} \log X_{ij}) =$$

$$= 53.3 \log (53.3) + 18.8 \log (18.8) + 10.5 \log (10.5) + \dots = 148.062$$

$$\sum (X_{ik} \log X_{ik}) =$$

$$= 0.9 \log (0.9) + 20.7 \log (20.7) + \dots = 92.083$$

$$R_0 = \frac{279.846 - 148.062 - 92.083}{[(108.4 + 82.5) \log (190.9)] - [108.4 \log (108.4) - 82.5 \log (82.5)]} = 0.70$$

9.7. Indicele chi pătrat (χ^2)

Testul χ^2 este o metoda ce poate fi folosită de asemenea în aprecierea corelațiilor. În continuare prezentăm ambele variante de utilizare a testului.

Acest indice este folosit în statistică pentru a aprecia deviațiile numerelor observate de la cele specificate anterior în ipoteză. Pentru practica din domeniul biologiei, indicele poate fi folosit la compararea frecvențelor observate cu cele calculate teoretic, unul din câmpurile de aplicabilitate a acestei metode fiind în genetica populațiilor.

De exemplu, pentru un experiment oarecare s-au observat frecvențele f_1 și f_2 în timp ce prin calcule anterioare au fost obținute frecvențe cu valori diferite F_1 și respectiv F_2 .

Valoarea testului χ^2 va fi dată de următoarea formulă:

$$\chi^2 = \frac{(f_1 - F_1)^2}{F_1} + \frac{(f_2 - F_2)^2}{F_2} \quad \text{sau} \quad \frac{\sum (f + F)^2}{F}$$

Formula poate fi extinsă și pentru mai multe grupe de indivizi.

- valorile calculate apar la numitor pentru a putea introduce în cantitate mărimea probei, deoarece în studiile de ecologie ne interesează mărimea relativă a deviației;
- ridicarea la patrat are drept scop eliminarea semnificației semnului deviației;
- dacă valorile calculate teoretic ar fi egale cu cele observate practic, χ^2 ar fi egal cu 0; valorile acestui indice cresc cu mărimea deviației, χ^2 fiind o mărime *rațională a deviației*.

Valoarea indicelui χ^2 a fost tabelată pentru diferite grade de libertate.

In practică, acest test poate fi folosit pentru verificarea unei ipoteze prealabile, scopul extragerii de probe fiind acela de a obține prin calcul statistic argumente care să sprijine (sau eventual să infirme) ipoteza de la care s-a pornit.

Este necesară măsurarea deviației probei de la valoarea ipotetică și o metodă de apreciere a semnificației deviației (dacă abaterea de la valoarea prezisă se încadrează în limite normale sau se abate de la acestea).

Exemplu de calcul 1: Într-o populație de tomate cu pulpa legumei de culoare roșie și galbenă se presupune că segregarea caracterelor în prima generație va fi de 3 roșu : 1 galben. Însă, într-o probă de 400 de plante, raportul a fost de 310 plante cu fructe roșii și 90 plante cu fructe galbene. Raportul în acest caz ar fi de 3.44 : 1.

Pentru a aprecia dacă acest raport este cuprins sau nu în limitele normale de variație se aplică testul χ^2 . Primul pas îl reprezintă punerea ipotezei nule [numim ipoteză nulă presupunerea că nu există nici o deosebire între raportul teoretic și cel observat practic la populația de tomate].

În continuare aplicăm formula de calcul a testului pentru exemplul nostru:

$$\chi^2 = \frac{(310 - 300)^2}{300} + \frac{(90 - 100)^2}{100} = 1.33$$

In cercetările biologice se obișnuiește să se respingă ipoteza nulă dacă valoarea lui χ^2 este mai mare decât 3.841, valoare stabilită ca fiind *regiunea de respingere*. O valoare a lui χ^2 aflată în această regiune este considerată semnificativă, ea determinând respingerea ipotezei nule.

Observațiile au demonstrat că în testarea ipotezelor putem întâlni două tipuri de erori:

- eroare de tipul 1, dacă analiza probei ne duce la respingerea unei ipoteze adevărate;
- eroare de tipul 2, dacă se acceptă în urma analizei ca adevărată o ipoteză falsă.

Totuși, valoarea testului χ^2 nu trebuie privită ca un indicator absolut. Si în acest caz pot apărea erori datorate unor cauze intrinseci sau extrinseci (caracteristici ale unor indivizi sau populații, factori de mediu ce acționează selectiv asupra anumitor categorii de exemplare, și.a.) care să modifice semnificativ valorile înregistrabile. În acest caz, testul nu mai oferă rezultate veridice, apărând erori de tipul 1. Este deci necesară o coroborare a metodei statistice cu observații atente pentru a verifica veridicitatea rezultatelor.

Exemplu de calcul 2: La încriușarea a două soiuri de porumb - auriu și respectiv cu dungi verzi, în generația a două s-au obținut patru tipuri de hibrizi, după cum urmează: din 1301 exemplare 773 ex

cu boabe verzi - f1; 231 ex. cu boabe aurii - f2; 238 ex. cu dungi verzi- f3 și 59 ex. cu boabe aurii și cu dungi verzi - f4.

Conform raportului de segregare independentă a perechilor de caractere în generația a doua - 9 : 3 : 3 : 1 - ar fi trebuit să se obțină valorile de mai jos:

- F1 - 9/16 x 1301 = 731.9 ex. cu boabe verzi;
- F2 - 3/16 x 1301 = 243 ex. cu boabe aurii;
- F3 - 3/16 x 1301 = 243 ex. cu boabe cu dungi verzi;
- F4 - 1/16 x 1301 = 81.3 ex. cu boabe aurii cu dungi verzi.

Considerăm ipoteză nulă aprecierea că nu există nici o diferență semnificativă între raportul normal de segregare de 9:3:3:1 și cel observat practic și calculăm valoarea lui χ^2 :

$$\chi^2 = \frac{(773-731.9)^2}{731.9} + \frac{(231-243.9)^2}{243.9} + \frac{(231-243.9)^2}{243.9} + \frac{(59-81.3)^2}{81.3} = 9.25$$

Căutând în tabel, aflăm că pentru trei grade de libertate probabilitatea de a obține valori mai mari ale raportului decât cele obtinute este foarte mică, de circa 2.5%.

In concordanță cu valoarea lui χ^2 care este mai mare decât 3.841, ipoteza nulă ar trebui respinsă, ceea ce ar conduce la concluzia că segregarea acestor caractere nu se face după raportul clasic de 9:3:3:1 ci după un alt raport.

Însă, deviațiile ce apar sunt explicate suficient de bine prin cauze fiziologice. Astfel, ultimele trei clase de indivizi (F₂, F₃ și F₄) prezintă anormalități ale structurii clorofilei, fapt ce duce la debilitarea plantelor. In mod deosebit sunt afectate plantele din ultima clasă. Nu toate plantele din această categorie ajung la maturitate, iar aceasta influențează raportul de segregare. In concluzie, responsabilă de modificarea raportului normal de segregare este mortalitatea datorată alterării clorofilei.

9.7.1. Folosirea testului χ^2 pentru aprecierea corelației.

Determinarea gradului de asociere cu ajutorul testelor de independență.

Testele de independență reprezintă o altă metodă de apreciere a gradului de dependență dintre două fenomene. In acest caz, punctul de plecare îl reprezintă alcătuirea tabelului cu dublă intrare pentru două fenomene - de ex. două specii acre apar împreună în probe - iar ulterior se aplică testul χ^2 cu ajutorul formulei cu corecția pentru continuitate.

Tabelul trebuie construit astfel încât totdeauna $(a+b) < (a+c)$ - specia A este mai abundantă decât specia B.:

Tabel 9.8. – Modul de completare a tabelului cu dublă intrare pentru testele de independență

		Specia A		Sum.
		Prezentă	Absentă	
Sp.B	Prezentă	A	b	a + b
	Absentă	c	d	c + d
Sum.		a + c	b + d	n

unde $n = a + b + c + d$

$$\chi^2 = \frac{n(ad - bc - n/2)^2}{(a+c)(b+d)(a+b)(c+d)}$$

- Dacă $ad > bc$ atunci asocierea dintre cele două fenomene (specii în cazul nostru) este de tip pozitiv, iar dacă $ad < bc$, atunci asocierea este de tip negativ.
- Dacă $ad = bc$ cele două specii nu sunt asociate.
- Ipoteza nulă se pune în mod asemănător ca și în cazul testului χ^2 tipic, considerând că între cele două fenomene testate nu există nici o legătură, altfel spus ele sunt independente.
- Acest tip de test χ^2 este valid numai în cazul în care rezultatul nu este mai mic decât 5. Există un singur grad de libertate și regiunea de respingere pentru o eroare de 5% este de 3,84. Dacă χ^2 obținut este mai mic de 3,84, înseamnă că cele două sunt independente - nu se influențează în nici un fel - și orice asociere apare în mod cu totul întâmplător.

Exemple de calcul.

Exemplu 1. Testarea gradului de asociere dintre două graminee psamofile - *Amophila brevilingulata* și *Andropogon scoparius* - de pe dunele nisipoase de pe malul lacului Michigan. Cele două graminee au fost recolțate de pe 130 de suprafețe de probă iar rezultatele sunt înscrise în tabelul de mai jos:

Tabelul 9.9. Distribuția exemplierelor de *Amophila brevilingulata* și *Andropogon scoparius* – în cele 130 de pătrate de probă

		<i>Amophila</i>		Sum.
		Prezentă	Absentă	
<i>Andropogon</i>	Prezentă	8	27	35
	Absentă	75	20	95
Sum.		83	47	130

Gradul de asociere poate fi apreciat și din simpla urmărire a modului cum se grupează datele în tabelul de asociere. Astfel, dacă cele două specii se găsesc mai degrabă izolat decât împreună ($ad < bc$), între ele ar putea interveni o interacție de tip antagonistic. În caz contrar, când speciile apar mai degrabă împreună, între ele poate exista o interacție pozitivă, în sfârșit, dacă în cele 4 căsuțe notate a - d datele sunt apropriate, speciile ar putea fi independente.

Probabilitatea teoretică de a găsi cele două specii împreună în probe se poate calcula înmulțind probabilitățile lor de apariție separată:

$$P_{Andropogon} = 35/130 = 0.27$$

$$P_{Amophila} = 83/130 = 0.64$$

Probabilitatea ca cele două specii să apară împreună ar fi atunci:

$$P_{Andropogon \cdot Amophila} = 0.27 * 0.64 = 0.1782$$

Aceasta înseamnă că cele două specii ar trebui să apară împreună în 130 * 0.1782 = 23.166 probe. Cum însă ele nu apar împreună decât în 8 probe rezultă că între cele două specii există o asociere de tip negativ.

Acest fapt este probat prin calcularea unui *coeficient de asociere*. De exemplu, coeficientul v se calculează după formula următoare, folosind datele din tabelul de asociere:

ad - bc

$$v = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}} = -0.62 \text{ în cazul nostru.}$$

Acest coefficient poate lua valori între -1 și +1 și este 0 atunci când nu apare nici un fel de asociere între cele două specii.

Aplicând testul χ^2 pentru acest exemplu putem testa ipoteza nulă că cele două specii sunt independente.

Se poate aplica și o formulă prescurtată, de tipul următor, fără corecția pentru continuitate:

$$\chi^2 = \frac{n(ad - bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)} = 43.86$$

Pentru că valoarea lui χ^2 este mult mai mare decât regiunea de respingere (3.841) înseamnă că ipoteza nulă se respinge de asemenea, iar între cele două specii apare o asociere de tipul celei determinante anterior.

Dacă valoarea lui χ^2 observată este mai mare decât 3.841, probabilitatea de a obține o astfel de valoare din întâmplare este mai mică de 5% dacă cele două specii sunt independente. Dacă valoarea lui χ^2 observată este > 6.64 probabilitatea este mai mică de 1%.

Exemplul 2.

O grupă de 111 șoareci a fost despărțită în două loturi: unul de 57 și altul de 54 de exemplare. Prințul grup a fost injectat cu o bacterie patogenă și apoi cu antiser, iar al doilea lot a fost injectat doar cu bacterie. După o perioadă de timp, 38 de șoareci au murit iar 73 au supraviețuit tratamentului. Datele experimentului au fost înscrise în tabelul de mai jos. Să se testeze cu ajutorul testului χ^2 eficiența serului folosit.

Tabelul 9.10. – Situația supraviețuirii șoarecilor în experimentul anterior

	Ex. moarte	Ex. vii	Suma
Ex. injectate cu bact. + ser	13	44	57
Ex. injectate doar cu bacterie patogenă	25	29	54
Sum.	38	73	111

Testarea ipotezei nule conform căreia nu există nici un fel de legătură între administrarea antigenului și a bacteriei patogene - altfel spus nu există nici o legătură între mortalitate în cele două loturi și administrarea serului se face cu formula fără corecție pentru continuitate:

$$\chi^2 = \frac{n(ad - bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)} = \frac{[(13*29) - (44*25)]^2 * 111}{57 * 54 * 38 * 73} = 6.79$$

Valoarea rezultatului mai mare decât regiunea de semnificație duce la respingerea ipotezei nule, deci între administrarea serului și mortalitate există o legătură strânsă, directă, administrarea serului reducând mortalitatea șoareciilor injectați cu bacteria patogenă.

Acst aspect poate fi probat și prin calcularea procentajului mortalității pentru cele două loturi de exemplare - $13 * 100 / 57 = 22.8\%$ în cazul șoareciilor cărora li s-a administrat și serul și $25 * 100 / 54 = 46.3\%$ în al doilea caz, în care administrarea bacteriei nu a mai fost însoțită și de administrarea serului.

Exemplu 3. Testarea modului în care aplicarea de îngrășaminte afectează sau nu depunerea unei a două pante de către sfredelitorul porumbului *Ostrinia nubilalis* (Lepidoptera). Datele înregistrate pe două loturi ce însumează 176 de plante sunt trecute în tabelul de mai jos:

Tabelul 9.11. Numărul de pante de *Ostrinia nubilalis* în cele două loturi de porumb

		Ingrășaminte		Sum.
		+	-	
Ponta	+	31	94	125
	-	9	42	51
Sum.		40	136	176

La o primă vedere s-ar părea că aplicarea îngrășămintelor influențează depunerea celei de-a două pante a sfredelitorului.

Ipoteza nulă va fi construită afirmând că cele două fenomene sunt independente.

Se aplică testul χ^2 pentru datele din tabel, folosind formula cu corecția pentru continuitate:

$$\chi^2 = \frac{n[(ad - bc) - n/2]^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)} = \frac{176(31*42 - 94*9 - 176/2)^2}{125*51*40*136} = 0.69$$

Valoarea testului χ^2 este mai mică decât regiunea de semnificație de 3.841, astfel că ipoteza nulă se acceptă. Contra arătelor, administrarea de îngrășaminte nu influențează depunerea celei de-a două pante a sfredelitorului porumbului.

Exerciții

- Testați cu ajutorul testului chi-părat raportul de segregare de 1: 2: 1 pentru următoarele date: 700: 200: 103
- Testați cu ajutorul testului chi-părat raportul de segregare de 9: 3: 3: 1 pentru următoarele date: 100: 30: 37: 31
- Testați cu ajutorul testului chi-părat raportul de segregare de 9: 3: 3: 1 pentru următoarele date: 1688: 562: 560: 189
- Testați cu ajutorul testului chi-părat raportul de segregare de 9: 3: 3: 1 pentru următoarele date: 600: 243: 178: 59
- Testați cu ajutorul testului chi-părat raportul de segregare de 9: 3: 3: 1 pentru următoarele date: 600: 300: 220: 80
- Testați cu ajutorul testului chi-părat raportul de segregare de 1: 2: 1 pentru următoarele date: 380: 770: 360
- Să se testeze gradul de dependență între administrarea unor insecticide și gradul de supraviețuire la două loturi de insecte test, după cum urmează, folosind testul chi-părat:

	Ex. moarte	Ex. vii	Suma
Insecticid +	15	20	35
Insecticid -	12	28	40
Suma	27	48	75

- Să se testeze gradul de dependență între administrarea unor insecticide și gradul de supraviețuire la două loturi de insecte test, după cum urmează, folosind testul chi-părat:

	Ex. moarte	Ex. vii	Suma
Insecticid +	30	1	31
Insecticid -	25	15	40
Suma	55	16	71

- Să se testeze gradul de dependență între administrarea unor insecticide și gradul de supraviețuire la două loturi de insecte test, după cum urmează, folosind testul chi-părat:

	Ex. moarte	Ex. vii	Suma
Insecticid +	6	6	12
Insecticid -	3	4	7
Suma	9	10	19

- Să se testeze gradul de dependență între administrarea unor insecticide și gradul de supraviețuire la două loturi de insecte test, după cum urmează, folosind testul chi-părat:

	Ex. moarte	Ex. vii	Suma
Insecticid +	25	15	40
Insecticid -	20	10	30
Suma	45	25	70

- Să se testeze gradul de dependență între administrarea unor insecticide și gradul de supraviețuire la două loturi de insecte test, după cum urmează, folosind testul chi-părat:

	Ex. moarte	Ex. vii	Suma
Insecticid +	20	10	30
Insecticid -	25	15	40
Suma	45	25	70

10. ESTIMAREA EFECTIVELOR POPULATIILOR

Fiecare populație de plante sau animale este reprezentată în biotop printr-un număr oarecare de indivizi. Totalitatea acestor indivizi reprezintă *efectivul* acelei populații. Efectivele diferitelor specii nu sunt valori constante în timp, ele putând crește sau scăde în funcție de acțiunea factorilor de mediu sau de interacțiunile pradă-prădător, parazit-gazdă, etc. O specie oarecare este cu atât mai eficientă în ecosistemul său cu cât efectivul acesteia se apropie de o anumita limită optimă, caz în care participarea respectivei specii la funcționalitatea și productivitatea ecosistemului este maximă. Aceasta este unul din motivele pentru care inventarierea perioadică a efectivelor unor specii de interes economic sau a unor specii rare este necesară. Pe de altă parte, conform celor de mai sus, cunoașterea efectivelor unor anumite specii poate oferi indicii despre starea de sănătate a ecosistemului.

Inventarierea efectivelor ridică însă o serie de probleme. În primul rând, o numărare completă a tuturor exemplarelor dintr-o anumită specie nu se poate face decât în extrem de puține cazuri (unele mamifere mari, copaci), când se are în vedere o suprafață destul de restrânsă de teren. În restul cazurilor, orice numărare a exemplarelor nu reflectă decât foarte puțin din efectivul total din motive variate: număr prea mare de exemplare, sau, din contrar, un număr prea redus, răspândirea pe o suprafață foarte mare, modul de viață, etc).

Pentru toate aceste cazuri trebuie folosite metode indirecte de estimare a efectivelor.

Prima fază o reprezintă alegerea unei arii (sau a mai multora) cât mai reprezentative pentru biotopul respectiv, iar a două fază extragerea de probe.

Următorul pas este reprezentat de stabilirea abundenței speciei care ne interesează și apoi, prin metode adecvate se va proceda la estimarea efectivului populației prin compararea datelor provenite de pe mai multe arii de probă din același biotop luat în studiu.

Pentru speciile terestre, dar și pentru o serie de organisme acvatice se utilizează frecvent următoarele procedee:

- metoda pătratului de probă;
- metoda capturării-marcării-recapturării;
- metoda capturilor pe unitate de efort egal.

10.1. Metoda pătratului de probă

Este folosită în estimarea efectivelor populațiilor de plante, de insecte puțin mobile, a faunei din covorul de frunze, a unor populații de vertebrate mărunte, a populațiilor animalelor bentale fixate.

Metoda nu poate fi folosită pentru mamiferele mari, pentru păsări, pești, insecte zburătoare. Deasemenea, cu toate că metoda dă rezultate bune la inventarierea floristică și faunistică a pajășilor și culturilor agricole, metoda nu este indicată în investigarea unor ecosisteme de pădure sau cu tufișuri, unde celor două dimensiuni inițiale li se mai adaugă și o a treia - înălțimea.

[Pe de alta parte, cu toate ca denumirea s-a încetătenit, metoda pătratului de probă prezintă și ea unele inconveniente, cum ar fi acesta-mumitul efect de colț (cum vor fi numărate exemplarele care se află exact în colțurile pătratului, înăuntrul sau înafara suprafeței de probă?). Un alt inconvenient al acestei forme geometrice îl reprezintă și aspectul ca mediul nu este total omogen; pentru a putea cuprinde că mai multe microhabităte, este indicat ca suprafața de probă să fie alungită. Din datele de mai sus, rezultă că suprafața ideală de probă ar trebui să aibă forma unei elipse...]

Concret, metoda constă în răspândirea aleatorie pe aria de studiu a unor pătrate de sărmă cu latura cunoscută. În perimetru astfel delimitat, se inventariază *toate* exemplarele speciei care ne interesează iar rezultatele sunt consنمate într-un tabel unde se trece data, numărul probei, suprafața ariei de probă, numărul de pătrate de probă, exemplarele inventariate în fiecare pătrat, numărul total de exemplare. Ulterior, se face media pe suprafață de probă și se raportează numărul de exemplare la unitatea de suprafață.

Abundența populației unei specii se calculează atât pe probe cât și per total, după formula:

$$A_Y = \frac{\text{suprafața totală a ariei} \times \text{numărul de exemplare din specia Y}}{\text{suprafața unui pătrat de probă} \times \text{numărul de pătrate de probă}}$$

10.2. Metode de capturare - marcare - recapturare

In acest caz, estimarea efectivului populației se realizează prin extrageri repetitive de probe de pe același teritoriu, indivizi capturați fiind marcați apoi eliberați.

Principiul metodei constă în faptul că raportul de recapturare trebuie să fie proporțional cu efectivul total al populației, dacă se respectă condițiile următoare:

- capturarea și marcarea în sine să fie netraumatizantă, iar individul eliberat să fie cât mai puțin stresat;
- indivizii trebuie marcați în așa fel încât marcajul să nu-i facă vizibili pentru prădători sau să le provoace traume care să facă imposibilă amestecarea lor printre membrii nemarcați ai comunității;

Dacă aceste condiții au fost respectate, se poate trece la calcularea valorii estimate a efectivului după o relație de tipul (1):

$$\frac{\text{Nr. de ex. marcate în captura I}}{\text{Efectivul populației}} = \frac{\text{Nr. de exemplare marcate și recapturate în captura II}}{\text{Nr. total de ex. capturate în captura II}}$$

10.4. Metoda indicelui Lincoln

Se bazează pe o singură marcare și o singură recapturare. Datele sunt obținute prin extragerea de probe la intervale egale de timp, mărimea intervalului variind în funcție de tipul de organism - câteva ore la insecte, o zi la vertebrate mărunte, etc.

Capcanele vor fi dispuse uniform în teritoriu, astfel încât să acopere cât mai bine suprafața luată în studiu. Dacă se urmărește efectivul timp de un an sau mai mult, extragerea probelor se va face întotdeauna la date fixe - de exemplu în primele 10 zile ale fiecărei luni; primele 6-7 zile vor fi considerate în acest caz ca o singură perioadă de marcăre (captura I) iar ultimele zile ca o singură perioadă de recapturare (captura II). Această metodă este folosită de regulă atunci când experimentatorul ia în studiu dinamica pe grupe de sex și vârstă în interiorul populației sau dinamica intersepecifică pentru unele specii din același ecosistem.

Pentru ca datele obținute să poată fi interpretate statistic, mai multe condiții trebuie satisfăcute:

- exemplarele marcate și nemarcate din populație să aibă aceeași "șansă" de a fi capturate, iar în capturi ponderea celor două sexe să fie aceeași ca și în libertate;
- colectarea trebuie efectuată la intervale egale. Intervalul în care sunt luate probele trebuie să fie mici raportate la întregul interval de studiu;
- populația trebuie să fie "închisă" - fără imigrare sau emigrare - sau, dacă acestea apar, atunci trebuie să poată fi calculate sau determinate;
- să nu apara pierderi de exemplare datorită mortalității sau sporurilor datorate natalității; dacă aceste pierderi/sporuri apar, atunci ele trebuie să poată fi determinate;
- capturarea de mai multe ori a aceluiași exemplar să nu-i afecteze în nici un fel capacitatea vitală și astfel să nu mai poată fi capturat în continuare.

Pentru estimarea efectivului se folosește formulă indicelui Lincoln simplu, bazată pe relația (1):

$$\text{Efectivul estimat (P)} = \frac{\text{nr. de ex. marcate în captura I (a)} * \text{nr. de ex. din captura II (n)}}{\text{nr. ex. recapturate (r)}}$$

La valoarea efectivului estimat se calculează eroarea, iar rezultatul final se dă sub forma de interval:

$$E_s = +, - \sqrt{\frac{a^2 \times n (n - r)}{r^3}}$$

Varianța poate fi estimată după formula lui Bailey:

$$\text{Var P} = \frac{a^2 n (n - r)}{r^3}$$

Dacă metoda se aplică la probe mari, la care numărul de exemplare recapturate este de asemenea ridicat, s-a demonstrat că rezultatele sunt mai apropiate de realitate dacă se utilizează formula:

$$P = \frac{a (n + 1)}{r + 1}$$

Iar varianța după formula modificată în mod similar:

$$\text{Var P} = \frac{a^2 (n + 1) (n - r)}{(r + 1)^2 (r + 2)}$$

Exemplu de calcul: Estimați efectivul unei populații de insecte pentru care datele rezultate în urma colectării de probe pentru metoda marcării-recapturării sunt cele din tabelul de mai jos:

Tabel 10.1. Datele rezultate în urma colectării de probe prin metoda marcării-recapturării dintr-o populație de insecte

Ziua	Ex. capturate	Ex. marcate	Ex. eliberate	Ex. moarte	Ex. recapturate
I	7	7	7	-	-
II	9	6	-	-	6

Pentru exemplul nostru, numărul de exemplare marcate în captura I (prima perioadă de marcare) este de 7, numărul de exemplare capturate în captura II este 9 iar numărul de exemplare recapturate este 6.

Efectivul estimat pentru acest exemplu este de

$$P = \frac{7 \times 9}{6} = 10,5 \text{ exemplare}$$

$$Es = +, \sqrt{\frac{7^2 \times 9 (9 - 6)}{6^3}} = +, 3,1$$

În concluzie, populația luată în studiu are efectivul estimat cuprins între 7 și 13 exemplare.

De regulă, este indicat să se exprime efectivul populației ca interval și nu ca valoare absolută, deoarece în acest din urmă caz eroarea este mai mare.

Toate aceste metode se pot experimenta practic folosind o "populație" de boabe de fasole sau măzăre, bile, etc, din care se pot extrage "probe" iar "exemplarele" pot fi marcate cu markere de diferite culori. În acest fel, pot fi obținute în laborator date statistice care să permită realizarea unor interesante Exerciții practice.

10.4. Metoda triplei capturi a lui Bailey

Aceasta metoda se aplică la populațiile la care rata de creștere sau de descreștere (natalitatea, respectiv mortalitatea) sunt constante pe un interval scurt.

Principiul metodei se bazează pe împărtăierea în populație a exemplarelor marcate și pe colectarea lor ulterioră de una sau mai multe ori (în cazul nostru de maximum 3 ori).

La început, metoda a fost fundamentată pe specii de insecte cu viață scurtă - diptere tipulide - dar ulterior s-a constatat că dă rezultate și în cazul animalelor cu durată medie de viață mai mare. Intervalul dintre cele trei colectări successive trebuie astfel ales încât exemplarele marcate să aibă timp să se amestice printre celelalte exemplare ale populației. În funcție de metoda de colectare, putem aplica această metodă la un număr mare de nevertebrate.

Formula de calcul a efectivelor populației în cazul acestei metode este de tipul:

$$P_2 = a_2 n_2 r_{31} / r_{21} r_{32} \quad (A)$$

unde:

- a_2 - numărul de exemplare marcate și eliberate în ziua a II-a;
- n_2 - numărul de exemplare colectate în ziua a II-a
- r_{31} - numărul de exemplare colectate în ziua a II-a și marcate în ziua I;
- r_{21} - numărul de exemplare colectate în ziua a III-a și marcate în ziua I;
- r_{32} - numărul de exemplare colectate în ziua a III-a și marcate în ziua II.

Aceasta formulă a fost dedusă pornindu-se de la un indice Lincoln simplu, de tipul:

$$P_2 = a'_1 n_2 / r_{21} \quad (1)$$

unde a'_1 reprezintă numărul de exemplare marcate în ziua I și estimate a fi recapturate în ziua a II-a.

Dacă rata mortalității este constantă, atunci

$$a'_1 / a_2 = r_{31} / r_{32} \text{ sau } a'_1 = a_2 r_{31} / r_{32}$$

Introducând formula de calcul a lui a'_1 în (1) rezultă formula (A).

Exemplu de calcul: Calculați efectivul unei populații de odonate prin metoda triplei capturi. Datele sunt înscrise în tabelul de mai jos:

Tabelul 10.2. Datele rezultate în urma colectării de probe prin metoda triplei capturi dintr-o populație de odonate

Ziua	capturi/n	ex. marcate	ex. moarte	ex. recapt.	ex. eliberate	
					1	2
1	5	5	4	1	-	-
2	10	9	10	-	1	
3	16	11	16	-	3	2

$$P_2 = 9 \times 10 \times 3 / 1 \times 2 = 270 / 2 = 135 \text{ exemplare.}$$

Varianța se poate calcula în cazul acestei metode după formula:

$$\text{Var. } P_2 = P_2^2 (1/r_{21} + 1/r_{31} + 1/r_{32} + 1/n_2)$$

Atunci când numărul recapturărilor este mic, este indicat să se folosească un factor de corecție care duce la o formulă (A') de tipul:

$$P_2 = a_2(n+1) r_{31} / (r_{21} + 1)(r_{31} + 1),$$

iar varianța de tipul:

$$\text{Var. } P_2 = P_2^2 - [a_2^2 (n_2 + 1)(n_2 + 2) r_{31} (r_{31} - 1) / (n_{21} + 1)(n_{21} + 2)(r_{32} + 1)(r_{32} + 2)]$$

rata descreșterii populației, ce include exemplarele ce emigrează sau care mor este dată de formula:

$$\gamma_{t=0-1} = - \log_e (a_2 r_{31} / a_1 r_{32})^{1/11}$$

unde t_{-1} este intervalul de timp scurs între prima și a două captură.

La fel, se poate calcula rata de "diluție", datorită creșterii populației prin naștere de noi indivizi sau prin imigrare:

$$\beta_{t=1-2} = \text{antilog}_e (r_{21} n_3 / n_2 r_{31})^{1/12}$$

unde t_{-2} este timpul scurs între a două și a treia colectare de probe.

10.5. Metoda capturilor pe unitate de efort egal

De multe ori, populațiile cercetate pot prezenta fluctuații ale efectivelor în timp relativ scurt, datorat fie unor condiții externe, fie datorită natalității. În aceste cazuri, pentru a se efectua estimări cu eroare minima, este recomandată extragerea unui număr redus de probe, într-un interval de timp relativ scurt.

În alte cazuri, experimentatorul nu are la dispoziție timp suficient pentru a preleva un număr mare de probe, sau nu își permite aceasta fie din motive de ordin material (costul prelevărilor) fie științific (obiectul de studiu este reprezentat de o specie rară sau periclitată, și în acest caz ea trebuie "deranjată" cât mai puțin).

În astfel de cazuri, se poate folosi cu succes metoda capturilor pe unitate de efort egal.

Probele extrase dintr-o arie de studiu cu un număr egal de instrumente de colectare (pentru mai multe colectări succesive), instrumentele de colectare având aceeași capacitate, iar timpul de funcționare să fie același de fiecare dată, poartă numele de *probe de efort egal*.

Frecvența indivizilor în fiecare din extrageri va reprezenta *captura pe unitate de efort*.

Principiul metodei este următorul: aplicând unei populații de mărime nu prea mare mai multe extrageri succesive de probe, este de așteptat ca efectivul ei să scadă în timp în mod constant dacă se folosesc probe de efort egal. Dacă rata de descreștere a frecvenței capturilor pe unitate de efort este constantă (sau cel mai adesea aproximativ constantă), aceasta poate fi măsurată și folosită ulterior pentru estimarea abundenței populației în zona respectivă.

Există două moduri de a determina efectivul unei populații prin această metodă - unul grafic, altul matematic

Pentru ambele cazuri trebuie aflată mai întâi valoarea capturilor cumulate. Astfel, pentru prima extragere de probe, captura cumulată va fi 0; pentru a doua extragere de probe, captura cumulată va fi captura respectivă; pentru a treia extragere de probe captura cumulată va fi egală cu captura din a două extragere de probe plus captura respectivă, și aşa mai departe.

După construirea tabelului se construiește un grafic înscriindu-se pe ordonată valorile capturilor pe unitate de efort și pe abscisa valoarea capturilor cumulate. Se obține un grafic cu mai multe puncte. Prin elipsă de împărțire a punctelor se trage o linie dreaptă cu originea pe ordonată în aşa fel încât jumătate din puncte să fie situate deasupra dreptei și jumătate sub dreapta; se

prelungește aceasta dreaptă până când aceasta intersectează dreapta pe care este marcat efectivul populației. Locul unde dreapta de regresie atinge abscisa indică mărimea inițială a populației.

Pentru metoda matematică, se recurge la ecuația dreptei de regresie:

$$y - \bar{y} = a(x - \bar{x})$$

unde

- x = frecvența cumulată a capturilor;
- y = captura pe unitate de efort egal;
- \bar{x} , \bar{y} = valorile medii,
- a = coeficientul dreptei de regresie calculat după relația de mai jos:

$$a = \frac{\sum x \sum y - \sum xy}{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}}$$

Exemplu de calcul: Estimati efectivul unei populații de insecte prin metoda probelor de efort egal, datele fiind cele din tabelul de mai jos:

Tabel 10.3. Datele rezultate în urma analizării unei populații de insecte prin extragerea de probe de efort egal

n	captura pe unitate de efort	captura cumulată	x^2	xy
1	20	0	0	0
2	15	20	400	300
3	10	35	1225	350
4	5	40	1600	200
Σ	50	70	3225	850

aplicând formula dreptei de regresie obținem:

$$y - 12,5 = -0,47(x - 17,5)$$

$$y - 12,5 = -0,47x - 8,225$$

$$y = -0,47x + 20,725$$

când valoarea lui y este 0, x este 44, deci este în același interval ca și în cazul indicat de metoda grafică - 40 - 50 exemplare.

Exerciții

● Determinați efectivul unei populații ipotetice prin metoda capturilor pe unitatea de efort egal. Se va folosi atât metoda grafică, cât și metoda ecuației dreptei de regresie.

Proba	1	2	3	4
Capturi pe unitatea de efort egal	44	30	26	12

● Determinați efectivul unei populații ipotetice prin metoda capturilor pe unitatea de efort egal. Se va folosi atât metoda grafică, cât și metoda ecuației dreptei de regresie.

Proba	1	2	3	4
Capturi pe unitatea de efort egal	60	55	50	20

● Determinați efectivul unei populații ipotetice prin metoda capturilor pe unitatea de efort egal. Se va folosi atât metoda grafică, cât și metoda ecuației dreptei de regresie.

Proba	1	2	3	4
Capturi pe unitatea de efort egal	60	50	40	30

● Determinați efectivul unei populații ipotetice prin metoda capturilor pe unitatea de efort egal. Se va folosi atât metoda grafică, cât și metoda ecuației dreptei de regresie.

Proba	1	2	3	4
Capturi pe unitatea de efort egal	40	34	28	10

● Determinați efectivul unei populații ipotetice prin metoda capturilor pe unitatea de efort egal. Se va folosi atât metoda grafică, cât și metoda ecuației dreptei de regresie.

Proba	1	2	3	4
Capturi pe unitatea de efort egal	10	9	8	7

● Determinați efectivul unei populații ipotetice prin metoda capturilor pe unitatea de efort egal. Se va folosi atât metoda grafică, cât și metoda ecuației dreptei de regresie.

Proba	1	2	3	4
Capturi pe unitatea de efort egal	15	12	8	6

● Determinați efectivul unei populații ipotetice prin metoda capturilor pe unitatea de efort egal. Se va folosi atât metoda grafică, cât și metoda ecuației dreptei de regresie.

Proba	1	2	3	4
Capturi pe unitatea de efort egal	20	25	10	5

● Estimați efectivele unei populații pe baza rezultatelor capturilor de efort egal, care se prezintă după cum urmează:

Probe	1	2	3	4	5
Nr. ex.	50	45	40	35	30

● Estimați efectivele unei populații pe baza rezultatelor capturilor de efort egal, care se prezintă după cum urmează:

Probe	1	2	3	4	5
Nr. ex.	45	40	35	30	25

● Estimați efectivele unei populații pe baza rezultatelor capturilor de efort egal, care se prezintă după cum urmează:

Probe	1	2	3	4	5
Nr. ex.	30	30	30	20	10

● Estimări efectivele unei populații pe baza rezultatelor capturilor de efort egal, care se prezintă după cum urmează:

Probe	1	2	3	4	5
Nr. ex.	15	10	9	7	5

● Estimări efectivele unei populații pe baza rezultatelor capturilor de efort egal, care se prezintă după cum urmează:

Probe	1	2	3	4	5
Nr. ex.	25	20	15	10	5

● Estimări efectivele unei populații pe baza rezultatelor capturilor de efort egal, care se prezintă după cum urmează:

Probe	1	2	3	4	5
Nr. ex.	47	36	23	17	11

● Estimări mărimea unei populații de reptile terestre aplicând metoda capturilor pe unitatea de efort egal la următoarele date:

Experiment (n)	1	2	3	4
Captura pe unitate de efort egal (y)	9	7	4	1

● Estimări mărimea unei populații de reptile terestre aplicând metoda capturilor pe unitatea de efort egal la următoarele date:

Experiment (n)	1	2	3	4
Captura pe unitate de efort egal (y)	10	8	6	4

● Estimări mărimea unei populații de reptile terestre aplicând metoda capturilor pe unitatea de efort egal la următoarele date:

Experiment (n)	1	2	3	4
Captura pe unitate de efort egal (y)	12	8	6	2

● Estimări mărimea unei populații de reptile terestre aplicând metoda capturilor pe unitatea de efort egal la următoarele date:

Experiment (n)	1	2	3	4
Captura pe unitate de efort egal (y)	9	7	5	3

● Estimări mărimea unei populații de reptile terestre aplicând metoda capturilor pe unitatea de efort egal la următoarele date:

Experiment (n)	1	2	3	4
Captura pe unitate de efort egal (y)	15	9	2	2

● Estimări mărimea unei populații de reptile terestre aplicând metoda capturilor pe unitatea de efort egal la următoarele date:

Experiment (n)	1	2	3	4
Captura pe unitate de efort egal (y)	20	16	12	8

● Estimări mărimea unei populații de reptile terestre aplicând metoda capturilor pe unitatea de efort egal la următoarele date:

Experiment (n)	1	2	3	4
Captura pe unitate de efort egal (y)	18	14	10	6

11. DISPERSIA POPULATIILOR

Populațiile diverselor specii sunt repartizate în biotop în mod diferit. Astfel, repartitia în mediu a niselor ecologice ca și prezența sau absența instinctului gregar, face ca aceste populații să fie dispersate într-un mod caracteristic.

Exemplu: fauna întâlnită de obicei sub pietre, pe trunchiurile arborilor, din covorul de mușchi, din zona sublitorală stâncosă sau nisipoasă, §.a.

Putem spune deci că fiecare populație este caracterizată printr-un anumit tip de dispersie în mediu, aceasta reprezentând totodată o valoare importantă pentru caracterizarea speciei în cauză.

Cunoașterea dispersiei este importantă deoarece cunoșcând tipul acesteia se pot aprecia alte valori: abundența indivizilor și densitatea pe unitate de suprafață.

In natură există trei tipuri de baza de dispersie:

- dispersie uniformă - când distanțele dintre indivizii populației sunt mai mult sau mai puțin egale;
- dispersie grupată sau aglomerată - când indivizii speciei sunt prezentați în aglomerări ce alternează cu zone lipsite complet de indivizi sau cu indivizi puțini;
- dispersie întâmplătoare - când indivizii sunt repartizați neuniform pe teritoriul ocupat de populație.

11.1. Estimarea dispersiei prin raportul varianță / medie (S^2/m)

Primul pas îl reprezintă extragerea de probe din populația dată, iar frecvențele înregistrate sunt supuse analizei matematice. La baza acestor analize stă observația potrivit careia frecvențele observate teoretic variază, aproximând cele trei tipuri de dispersii teoretice. Aceste trei tipuri de dispersie sunt diferențiate pe baza relațiilor dintre media aritmetică (m) și varianță (S^2 - modul particular de împrăștiere al valorilor în jurul mediei). Cele trei tipuri sunt:

- distribuție binomială pozitivă, ce corespunde dispersiei uniforme, varianță fiind mai mică decât media aritmetică ($S^2 < m$);
- distribuție binomială negativă, ce corespunde dispersiei de tip aglomerat, în acest caz varianță fiind mai mare decât media ($S^2 > m$);
- distribuție Poisson, reprezentând cazul particular al unei dispersii întâmplătoare cand varianță este egală sau aproape egală cu media aritmetică. ($S^2 = m$).

Pentru situații mai clare, estimarea dispersiei se face prin determinarea raportului varianță/medie, iar pentru cele mai greu de precizat, se compară distribuția frecvențelor calculate teoretic cu una din cele trei relații de mai sus cu frecvența observată practic în probă. Vom alege acea relație care ni se pare că reprezintă cel mai fidel distribuția indivizilor populației luate în studiu.

In cazul în care este folosit raportul varianță/medie, trebuie avute în vedere următoarele aspecte, rezultate în urma observațiilor practice:

- dacă dispersia este uniformă, varianță trebuie să fie mai mică decât media, deoarece majoritatea probelor vor avea frecvențe apropiate sau foarte apropiate;
- dacă dispersia este aglomerată (grupată), varianță trebuie să fie mai mare decât media. În acest caz, unele probe pot proveni din centrele de aglomerare și în acest caz frecvența lor va fi mai mare, iar în alte cazuri din zonele intermedie și în acest caz frecvența va fi mai mică sau nulă;
- dacă dispersia este întâmplătoare, varianță va fi egală sau foarte apropiată de medie, aceiași factori acționând aleatoriu și asupra frecvențelor și asupra varianței.

Mod de lucru

Media se calculează după formula $m = \sum x / n$, unde x reprezintă numărul de indivizi din fiecare probă iar n numărul total de probe.

Varianța se poate calcula după mai multe relații:

$$S^2 = [\sum(x - m)^2] / (n-1);$$

$$S^2 = [\sum x^2 - (\sum x)^2 / n] / (n-1);$$

$\sum x^2$ = suma pătratului frecvențelor din toate probele;

$(\sum x)^2$ = suma frecvențelor reale ridicată la pătrat.

Raportând varianța la medie, se obține un indice de agregare în funcție de care se poate aprecia tipul de dispersie, ținând cont că acest raport este egal cu 1 în cazul distribuției Poisson.

Dacă rezultatul raportului este cu puțin mai mare decât 1 sau cu puțin mai mic, pentru a avea certitudinea unei dispersii întâmplătoare este necesar să stăm dacă abaterea în plus sau în minus este semnificativă. În acest sens se folosește un test de semnificație:

$$t = \text{valoarea raportului} - 1 / \text{eroarea standard a deviației}$$

$$E_s \text{ (eroarea standard a mediei)} = \sqrt{2 / n - 1}, \text{ unde } n \text{ reprezintă numărul probelor.}$$

Parametrul t este tabelat pentru diferitele praguri de semnificație și pentru grade de libertate diferite.

Considerăm diferența semnificativă atunci când valoarea parametrului t intră în domeniul pragurilor de semnificație 0,05 - 0,01.

Pentru aprecierea mudului în care trebuie analizată dispersia unor populații, pe lângă datele rezultate din calcule, trebuie ținut cont și de experiența experimentatorului. De exemplu, există anumite specii care apar întotdeauna cu dispersii aglomerate, deoarece trăiesc numai în grupuri. Altele, dimpotrivă, nu se întâlnesc decât sub formă de exemplare izolate. Altfel spus, cunoașterea ecologiei speciilor are o mare importanță pentru obținerea unor date veridice în analiza acestui parametru.

Exemple de calcul:

1. Estimarea dispersiei unei populații de *Colias croceus* (Lepidoptera: Pieridae) într-un biotop de stepă, frecvențele înregistrate în probe fiind înscrise în tabelul de mai jos

Tabel 11.1. Frecvențele înregistrate pentru *C. croceus* în 10 probe prelevate într-un biotop de stepă

n	x	x^2
1	7	49
2	9	81
3	15	225
4	10	100
5	8	64
6	9	81
7	11	121
8	13	169
8	8	64
10	9	81

$$\Sigma x = 99 ; \Sigma x^2 = 1035$$

$$m = \frac{\Sigma x}{n} = \frac{99}{10} = 9.9$$

$$S^2 = \frac{\Sigma x^2 - \frac{(\Sigma x)^2}{n}}{n-1} = \frac{1035 - \frac{9801}{10}}{9} = 6.1$$

$$S^2 / m = 6.1 / 9.9 < 1 - \text{dispersia este de tip uniform.}$$

2. Estimarea dispersiei unei populații de *Satyrus syriaca* (Lepidoptera: Satyridae) dintr-un biotop de pădure de stejar. Datele sunt înscrise în următorul tabel:

Tabel 11.2. Frecvențele înregistrate pentru *S. syriaca* în 10 probe prelevate într-un biotop de pădure de stejar

n	x	x ²
1	0	0
2	6	36
3	1	1
4	1	1
5	15	225
6	10	100
7	2	4
8	1	1
9	0	0
10	0	0

$$\Sigma x = 36 ; \Sigma x^2 = 368$$

$$m = \frac{\Sigma x}{n} = \frac{36}{10} = 3.6$$

$$S^2 = \frac{\Sigma x^2 - \frac{(\Sigma x)^2}{n}}{n-1} = \frac{368 - \frac{1296}{10}}{9} = 26.6$$

$$S^2 / m = 26.6 / 3.6 > 1 - \text{dispersia este de tip aglomerat}.$$

Pe lângă folosirea acestei metode, dispersia poate fi estimată și prin utilizarea diferentelor apărute între două capcane care funcționează în paralel. Avantajul metodei constă în faptul că se evită calculele cu cifre foarte mari care pot apărea în multe cazuri.

„In acest caz însă, trebuie avută grijă ca cele două capcane să aibă aceeași capacitate și să funcționeze aceeași perioadă de timp concomitent, altfel spus, probele trebuie să fie de efort egal. Nerespectarea acestei condiții duce la obținerea unor rezultate eronate.

3. Estimați dispersia unor insecte zburătoare mici, utilizând capturile din 10 probe obținute din 10 perechi de capcane ce au funcționat pe o arie de studiu în același timp de o jumătate de oră.

Tabel 11.3. Datele capturilor din 10 probe obținute din 10 perechi de capcane – numărul de insecte pe probă

n	Nr.	x	d	d ²
I	1	0	0	0
I	2	0		
II	1	1	0	0
II	2	1		
III	1	1	1	1
III	2	0		
IV	1	0	1	1
IV	2	1		
V	1	1	1	1
V	2	0		
VI	1	1	1	1
VI	2	0		
VII	1	0	3	9
VII	2	3		
VIII	1	4	2	4
VIII	2	2		
IX	1	0	1	1
IX	2	2		
X	1	0	1	1
X	2	1		

Varianța se va determina luând în calcul suma diferenței de capturare ($\sum d$) dintre perechile de capcane. Relația de calcul a varianței devine astfel

$$\Sigma d = 13; \Sigma d^2 = 22; \Sigma x = 18$$

$$m = \frac{\Sigma x}{n} = \frac{18}{10} = 1.8$$

$$S^2 = \frac{\Sigma d^2 - \frac{(\Sigma d)^2}{n}}{n-1} = \frac{22 - \frac{169}{10}}{9} = 0.56$$

$S^2 / m = 0.56 / 1.8 < 1$ - dispersia este de tip uniform.

Exerciții

● Estimați tipul de dispersie a populației de *Colias croceus* F. (Lepidoptera - Pieridae) într-un biotop de stepă, în care în urma eșantionajului s-au înregistrat următoarele date:

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x	7	9	15	10	8	9	11	13	8	9

● Estimați tipul de dispersie a populației de *Colias croceus* F. (Lepidoptera - Pieridae) într-un biotop de stepă, în care în urma eșantionajului s-au înregistrat următoarele date:

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x	0	6	1	1	15	10	2	1	0	0

● Estimați tipul de dispersie a populației de *Colias croceus* F. (Lepidoptera - Pieridae) într-un biotop de stepă, în care în urma eșantionajului s-au înregistrat următoarele date:

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x	9	8	13	11	9	8	10	15	9	7

● Estimați tipul de dispersie a populației de *Satyrus fagi* (Lepidoptera - Satyridae) din pădurea

Babădag, unde în urma colectării de probe s-au înregistrat următoarele date:

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x	0	0	1	2	10	15	1	1	6	0

● Estimați tipul de dispersie a populației de *Satyrus fagi* (Lepidoptera - Satyridae) din pădurea Babădag, unde în urma colectării de probe s-au înregistrat următoarele date:

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x	2	0	1	2	4	5	1	1	3	0

● Folosind raportul varianță: medie estimată tipul de dispersie a unei populații distribuită în probe în modul următor:

Proba	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Nr. ex.	8	6	5	9	10	12	7	6	5	7

● Folosind raportul varianță: medie estimată tipul de dispersie a unei populații distribuită în probe în modul următor:

Proba	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Nr. ex.	0	0	3	15	16	1	0	0	2	0

● Folosind raportul varianță: medie estimată tipul de dispersie a unei populații distribuită în probe în modul următor:

Proba	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Nr. ex.	1	1	8	9	10	12	0	9	5	7

● Controlați tipul de dispersie la o populație de insecte nezburătoare utilizând distribuția Poisson, cunoscând că în 28 probe au fost găsiți 0 indivizi, în 16 căte un individ, în 9 căte 2, în 3 căte 3 și în 2 căte 4 indivizi. Se va utiliza $e^{-\lambda}$ egal cu 0,415.

11.2. Estimarea tipului de dispersie prin metoda comparării frecvențelor observate cu cele calculate teoretic prin distribuția Poisson

In unele cazuri, nu este necesară analiza statistică a probelor. Astfel, tipurile de dispersie uniformă și aglomerată pot fi estimate doar prin simpla analiză a frecvențelor pe probe.

În cazul dispersiei uniforme, frecvențele pe probe vor fi asemănătoare într-un grad înalt (valorile frecvențelor nu vor varia în limite foarte largi). Din contra, în cazul unei dispersii aglomerate, un număr mic de probe prezintă un număr mare de indivizi, multe probe nu prezintă deloc indivizi iar unele probe au un număr mic de indivizi.

Pentru dispersia întâmplătoare, situația va fi similară în linii mari cu cea de la cazul precedent, deci pot apărea confuzii. Pentru evitarea acestora, este necesară estimarea probabilității de apariție a unor probe cu frecvență redusă de indivizi.

Se știe că, pentru dispersiile de tip aglomerat și întâmplător, probabilitatea de apariție a probelor cu frecvență redusă de indivizi (cu număr mic) este mai mare în cazul când experiența (extragerea de probe) se repetă, decât probabilitatea de apariție a probelor cu frecvență mare de indivizi (evenimente comune).

Metoda folosită în acest caz este distribuția Poisson varianța este egală cu media, iar testul de verificare reprezintă testul de verificare a dispersiei întâmplătoare.

Exemplu de calcul

Controlați tipul de dispersie a unei populații de insecte prin distribuția Poisson utilizând frecvența observată în 50 de probe: 24 de probe cu 0 indivizi, 15 probe cu cate 1 individ, 6 probe cu 2 indivizi, 3 probe cu 3 indivizi, 2 probe cu 4 indivizi.

Pentru estimare, se va calcula un set de frecvențe teoretice în cazul aceleiași medii și acelorași frecvențe pe probele observate. După gradul de corespondență între frecvențele observate și cele calculate teoretic, se poate deduce tipul de dispersie.

Pentru aceasta, se procedează în modul următor:

- se înregistrează într-un tabel frecvențele corespunzătoare fiecărui pătrat de probă;
- se distribuie probele în clase de variație (nr. de probe cu 1,2,3...n exemplare). Aceste valori se înscriv pe o coloană a tabelului notată x_i - număr de indivizi pe probă;
- în a două coloană se trece frecvența observată, notată cu f_i ;
- în a treia coloană se trece produsul $x_i f_i$;
- se efectuează $\sum f_x$ și $\sum f$
- se calculează media indivizilor pe probe după formula

$$m = \sum f_x / \sum f;$$

- se calculează probabilitatea p ca o probă să fie goală, să conțină 1,2,...n indivizi după formula:

$$p = (m^x / x!) e^{-m}$$

unde

- m = media numărului de indivizi pe probă
- $x!$ = termen factorial

- e^{-m} = funcția exponentială negativă a lui e. Valoarea lui e^{-m} este calculată și apare în literatura de specialitate în tabele.

Pentru cazul nostru, relația poate fi scrisă astfel:

$$\begin{aligned} x = 0 & \quad p = e^{-m} \\ x = 1 & \quad p = (m^1 / 1) e^{-m} \\ x = 2 & \quad p = (m^2 / 1 \times 2) e^{-m} \\ x = n & \quad p = (m^n / 1 \times 2 \times \dots \times n) e^{-m} \end{aligned}$$

Suma tuturor probabilităților trebuie să fie egală cu 1. Dacă apare o diferență, aceasta este pusă pe seama posibilității de apariție a unor probe cu o frecvență mai mare decât cele înregistrate. S-a considerat ca aceasta valoare să fie adăugată la valoarea probabilității de apariție a ultimei clase.

- frecvența teoretică se obține prin înmulțirea valorii p cu numărul probelor analizate.

Interpretarea rezultatelor

- dacă frecvențele teoretice sunt mai mici decât frecvențele observate, dispersia este uniformă;
- dacă frecvențele teoretice sunt mai mari decât frecvențele observate, dispersia este de tip aglomerat;
- dacă frecvențele teoretice corespund în linii mari cu cele observate, dispersia este de tip întâmplător.

Acesta este și cazul exemplului nostru.

Tabel 11.4 Frecvențele înregistrate în populația de insecte supusă analizei

xi	F. obs	xi fi	p	Nr. probe	F.teoretică
0	24	0	0.415	50	20.75
1	15	15	0.365	50	18.25
2	6	12	0.16	50	8
3	3	9	0.047	50	2.35
4	2	8	0.01	50	0.5
Σ	50	44	0.99		

$$m = 0.88$$

$$p_{x0} = e^{-m} = 0.415$$

$$p_{x1} = 0.365$$

$$p_{x2} = 0.160$$

$$p_{x3} = 0.047$$

$$p_{x4} = 0.01$$

$$\Sigma = 0.99$$

Uneori însă simpla analiză matematică nu oferă o imagine completă. Exemplul următor, redat în tabelul 9.5 redă situația unei populații de mușchi din specia *Hypnum schreberi* recoltată de pe 126 pătrate de probă (Barnes, Stanbury 1951 din Sokal & Rohlf, 1969)

Studiind rezultatele observate pe teren și frecvențele teoretice, calculate, se observă unele deosebiri. Astfel, în loc de circa 78 de pătrate de probă lipsite de plantule au fost găsite 100, în loc de 1,7

patrate de probă cu peste 3 plantule au fost găsite 11, iar în loc de 38 patrate de probă cu 1 plantulă au fost găsite 9.

Raportul varianță/medie este însă mai mare decât 1 (2,702), indicând o dispersie de tip aglomerat.

Tabel 11.5. Situația unei populații de mușchi din specia *Hypnum schreberi* recoltată de pe 126 pătrate de probă

x_i	f_o	$x_i f_i$	p	probe	f_t
0	100	0	0.619	126	77.9
1	9	9	0.297	126	37.4
2	6	12	0.07	126	8.98
3	8	24	0.01	126	1.47
4	1	4	0.001	126	0.21
5	0	0	0	126	0
6	2	12	0	126	0

$$\sum 126 \quad 61$$

$$m = 0,4841$$

$$S^2 = 1.308$$

Coeficientul de dispersie este 2.702

Căutându-se explicația neconcordanțelor care apar între datele teoretice și cele observate în probe, s-a ajuns la concluzia că sporii mușchilor sunt împrăștiati în mod uniform. Însă, după germinare, unele protoneme dau naștere mai multor tulpinițe iar altele doar uneia, astfel apărând o distribuție ce ar corespunde unei dispersii de tip aglomerat.

Concluzia ar fi aceea că este necesară cunoașterea în amănunte a populației studiate, altfel există riscul de a trage concluzii eronate bazate pe analiza matematică este mare.

Alte aspecte ce pot influența distribuția indivizilor pot fi substanțele cu rol de agregare (feromoni) de la insecte, substanțele fitonicide la plante, diversi factori de microclimat, compoziția solului, etc.

11.3. Testarea distribuției Poisson

Pentru verificarea gradului de semnificativitate a diferenței dintre frecvențele observate și cele teoretice, se utilizează un test χ^2 după formula următoare:

$$\chi^2 = \frac{(frecvența observată - frecvența teoretică)^2}{frecvența teoretică}$$

Se consideră deviația ca fiind semnificativa, pentru $n-2$ grade de libertate, când corespunde nivelurilor de semnificație cuprinse între 0,05 - 0,01

Testul χ^2 se calculează ca o sumă, după modelul tabelului de mai jos:

Tabel 11.5. – Model pentru calcularea testului χ^2 pentru testarea distribuției Poisson

Cl	$f_{observata}$	$f_{teoretica}$	$f_o - f_t$	$(f_o - f_t)^2$	$(f_o - f_t)^2/f_t$
1	24	20.75			
2	15	18.25			
3	6	8			
4	3	2.35			
5	2	0.5			

$$E = \chi^2 = 4,32$$

În concluzie, pentru exemplul respectiv, diferența dintre valorile observate și cele calculate nu este semnificativă.

11.4. Alte metode de estimare a dispersiei

Dispersia populațiilor poate fi estimată și prin alte metode decât cele menționate anterior, și care par la o primă vedere labioase. Câteva din aceste metode sunt expuse în cele ce urmează.

11.4.1. Metoda liniei transecte (Hazem)

Presupune înregistrarea numărului de indivizi ce apar în lungul unor segmente de dreapta succesive și de lungimi egale. Numărul de segmente, conținând frecvențe variate, sunt distribuite în clase de variație și comparate cu frecvențele teoretice calculate prin distribuție Poisson. Metoda este indicată pentru studiul ecosistemelor liniare sau pentru acele populații care sunt plasate la granița dintre două ecosisteme succesive.

11.4.2. Metoda distanței între indivizi (Dice, 1952)

În acest caz, se măsoară distanța dintre indivizi aleși la întâmplare și se reprezintă grafic rădăcina pătrată a acestor distanțe pentru a obține poligonul frecvenței. Dacă poligonul este simetric, dispersia este de tip întâmplător, dacă este asimetric, deplasat spre stânga, dispersia este agregată (distanțele dintre indivizi sunt mici), iar dacă este deplasat spre dreapta, dispersia este de tip uniform (distanțele dintre indivizi sunt mari).

11.4.3. Metoda ratei distanței de la punct la planta (Holgate, 1965)

Metoda constă în măsurarea pe o arie a unui număr de distanțe între un punct aleas întâmplător până la primele două plante mai apropiate. Cele două măsuratori pentru fiecare punct, P1 și P2 se ridică la patrat și se obține ulterior raportul P12/P22.

Suma acestor rapoarte la toate punctele, raportată la numărul punctelor de probă ne dă un coeficient de agregare (A), calculat după relația:

$$A = \frac{\sum \frac{(P_1)^2}{(P_2)^2}}{n}$$

pentru o dispersie perfect întâmplătoare valoarea coeficientului de agregare este de 0,500; când A este mai mare de 0,500 dispersia este de tip aglomerat iar când A este mai mic decât 0,500 dispersia este de tip uniform.

Semnificația abaterilor se testează cu testul z, după formula:

$$z = \frac{0.500 - A}{\frac{0.2887}{\sqrt{n}}}$$

unde 0,2887 reprezintă deviația standard a valorii lui A pentru o dispersie perfect întâmplătoare.

Când z este mai mare de 1,96, pentru nivelul de semnificație de 95 % avem de-a face cu o deviație semnificativă de la modelul dispersiei întâmplătoare.

12. INTERACTIUNEA PRADA - PRĂDĂTORI (exercițiu practic)

In natură, interacțiunea pradă-prădători este un fenomen aleatoriu, care depinde totuși de anumiți factori de mediu. Acest fenomen poate fi studiat în mod practic efectuând un exercițiu bazat pe extragerea de probe dintr-o "populație" alcăută din două categorii de bile, mărgele colorate diferit, și.a.

Metoda permite ca pornind de la populații pradă și prădători egale numeric să se observe în descendență ce se întâmplă în funcție de rata natalității și mortalității din fiecare populație.

Rezultatele vor fi diferite, deoarece se lucrează pe baza de probabilități. În final însă, graficele evoluției în timp a celor două populații vor indica aceeași tendință pentru aceleași condiții puse în prealabil. Pentru ca rezultatele să reiasă în mod clar, este necesară urmărirea interacțiunii pe timp de peste 5 generații.

Pentru a imita caracterul întâmplător al capturării, cele două "populații" de bile se amestecă, apoi se extrag câte două "exemplare" fără ca cel care face extragerea să vadă ce extrage (presupunem de exemplu că bilele negre corespund populației pradă iar cele albe corespund cu populația de prădători)

In urma extragerii, pot apărea trei posibilități.

- să fie extrase două exemplare de prădători;
- să fie extrase două exemplare din populația pradă;
- să fie extras un exemplar prădător și unul din populația pradă.

In primul caz, considerăm ca cei doi prădătorii nu au reușit să-și captureze prada și-i vom elibera pe amândoi din experiment, considerându-i morți de foame (sau, ca variantă, putem elibera doar unul). In al doilea caz se consideră ca prada nu a fost capturată, cele două exemplare ajungând la reproducere. Le vom adăuga fiecăruia în generația următoare câte unul, doi sau mai mulți indivizi, după cum stabilim rata natalității.

In ultimul caz, considerăm ca prădătorul consumă prada, ajungând și el la reproducere, iar în generația următoare se va proceda ca și în cazul precedent.

După ce au fost înregistrate rezultatele - numărul de prădătorii și de exemplare prada - se procedează la amestecarea din nou a celor două "populații" și se fac extragerile pentru cea de-a doua, a treia, etc. generație.

Pentru ca "populațile" să nu "crească" prea mult, caz în care exercițiul devine greoi, punem condiția ca ceea ce trece peste o anumită valoare să fie eliberat, în acest mod reproducând rezistența mediului. De exemplu, dacă se pornește cu "populații" de 100 de "exemplare", putem pune condiția ca numărul maxim posibil de a fi atins de aceste "populații" să fie 500. Dacă nu se procedează în acest mod, în final vom obține o creștere de tip exponențial, putin probabilă în mediul natural.

Pentru a exemplifica rolul ratei de creștere, se va lucra pe trei grupe, în trei cazuri:

- rata natalității prăzii = 2, rata natalității prădătorului = 1.
- rata natalității prăzii = 1, rata natalității prădătorului = 2.
- rata natalității prăzii = 1, rata natalității prădătorului = 1.

Se înscriu rezultatele timp de 5 - 10 generații succesiv și se compara graficele.

Incercă să răspundești la următoarele întrebări:

- Poate prădătorul să eliminate prada ? Când ?
- Poate populația prada să crească în așa mod încât să nu poată fi exterminată niciodată? În ce condiții ?
- Pot apărea oscilații între efectivele celor două populații? Când anume ?
- Se păstrează aceste rezultate și în cazul populațiilor mari ?

13. DIVERSITATEA ECOLOGICĂ

Studiul diversității ecologice reprezintă unul din cele mai incitante, mai dificile și mai la modă domenii ale ecologiei contemporane. În momentul în care este vitală prezervarea diversității ecologice, cunoașterea acesteia sub toate aspectele sale este un deziderat major.

Conceptul de diversitate ecologică este destul de complex, inclusivând o serie de aspecte ca diversitatea specifică, genetică, diversitatea ecosistemelor, a resurselor mediului, etc.

Biodiversitatea, pe de altă parte, este o parte a diversității ecologice, referindu-se doar la componenta vie a ecosistemului.

Diversitatea ecologică poate reflecta mai multe aspecte. În funcție de acestea, putem vorbi de diversitatea α , β și γ .

Diversitatea α se referă la diversitatea specifică în interiorul biocenozei, reprezentând un rezultat al specializării pe nișe sau al ofertei mediului. Diversitatea α poate fi exprimată ca atare, sub forma bogăției de specii, sau poate fi exprimată prin orice relație care măsoară heterogenitatea, echitabilitatea sau analiza secențială.

Diversitatea β , spre deosebire de diversitatea α , reprezintă gradul în care se modifică componenta specifică a biocenozei de-a lungul unui gradient.

Diversitatea γ este un termen folosit mai rar și exprimă diversitatea totală a populațiilor unor biotopuri sau ecosisteme diferite (Whittaker, 1975, Rouche, 1980, Stugren, 1994).

În ultimă instanță, toate aspectele enumerate mai sus pornesc de la observația că numărul de taxoni variază de la o zonă la alta. Nu vom găsi niciodată același număr de specii într-o taiga și o pădure tropicală, într-o zonă marină de mare adâncime și într-un recif de corali, exemplul putând continua. De asemenea, în decursul perioadelor geologice, numărul speciilor a cunoscut numeroase modificări - de exemplu, în mezozoic grupa reptilelor era cunoscută printre un număr mult mai ridicat de specii comparativ cu perioada actuală, în timp ce în rândul mamiferelor situația era exact inversă, sau, alt exemplu, grupul echinodermelor crinoide era mult mai abundant în paleozoic și mezozoic decât în prezent.

Diferențele între diferitele tipuri de diversitate au fost puse în evidență pentru prima dată studiindu-se diversitatea speciilor de păsări la tropice și în zonele temperate în funcție de altitudine. Mac Arthur a evidențiat că acest prilej că diversitatea α și diversitatea β sunt independente. Astfel, diversitatea α a păsărilor din zonele împădurite, strâns legată de structura vegetației, nu este mai ridicată la tropice decât în zonele temperate unde pădurile au o structură similară. Din contră, diversitatea β crește la tropice în mod izbitor. Din acest exemplu rezultă că există un punct de saturare, sau un maximum posibil de nișe ecologice disponibile pentru păsări într-un anumit tip de vegetație forestieră. În zonele temperate, ambele tipuri de diversitate variază în paralel cu o serie de gradiențe: de exemplu, în S.U.A., ambele tipuri de diversitate cresc din zona pădurilor de *Sequoia* de pe coastele Pacificului spre interiorul continentalui. În cazul pădurilor tropicale amazoniene, acest nivel maxim a fost atins, și diversitatea α nu mai poate crește în modul prezentat pentru zonele

temperate ale Statelor Unite. Însă, numărul de specii de păsări din pădurile tropicale crește odată cu modificarea unor gradienți ai mediului - lumină, umiditate, temperatură - deci se modifică diversitatea β (Whittaker, 1975).

Cunoașterea biodiversității are o mare importanță practică. Se știe astfel că în timpul dezvoltării unei biocoenoze, interrelațiile dintre specii și mediul ambient tind să atingă o stare de echilibru. Acest echilibru este de tip dinamic: orice modificare a uneia dintre componentele biocoenozei atrage după sine alterarea echilibrului.

O altă observație este aceea că între speciile prezente într-o biocoenoză și numărul de exemplare din fiecare specie există un raport care poate reflecta nu numai interrelațiile stabilite între specii și mediul ambient ci și "gradul de sănătate" al biocoenozei. Cu alte cuvinte, diversitatea poate fi folosită ca un indicator al stabilității biocoenozelor.

Diversitatea poate fi privită deci din mai multe unghiuri. Pentru a analiza însă comparativ diversitatea unor arii diferite, este necesară cuantificarea acesteia. În decursul timpului au fost puse la punct o serie de metode de analiză, utilizând o serie de indici.

Metodele de studiu ale diversității sunt extrem de diverse (pentru o sinteză a acestor metode vezi Magurran, 1987) și vizează cunoașterea a trei aspecte majore: bogăția de specii, heterogenitatea, echitabilitatea, analiza sevențială.

13.1. Diversitatea α

13.1.1. Bogăția de specii - diversitatea speciilor. Metode de analiză a bogăției de specii

Numărul de specii dintr-un habitat – sau bogăția de specii - reprezintă la o primă vedere cel mai ușor evidențiabil component al diversității ecologice. În orice tip de ecosistem, ne putem face o idee despre biodiversitatea sa numărând pur și simplu speciile care se întâlnesc în acel ecosistem.

Din multe puncte de vedere însă, acest aspect este dificil de surprins în totalitate. Astfel, pot fi inventariate cu un anumit succes plantele, păsările, mamiferele, amfibienii, reptilele de pe o anumită suprafață a pădurii ecuatoriale de exemplu, însă dacă se pune problema inventarii tuturor nevertebratelor mărunte sau a microorganismelor din sol, atunci lucrurile se complică considerabil.

Cu toate acestea, există metode care permit o aproximare cât mai exactă a numărului de specii. Câteva din cele mai utilizate metode de investigare a bogăției de specii sunt: indicele k , indicele α (Fisher, Margalef), indicele Menhinick, metoda rarefăției, estimarea tip "briceag" (jackknife estimate) și metoda bootstrap (bootstrap procedure), etc.

13.1.1.1. Indicele k

De cele mai multe ori, în natură variația numărului de indivizi și de specii urmează legile variației, în special legea distribuției Poisson (întâmplătoare).

Pentru caracterizarea acestor aspecte poate fi folosit parametrul k , o valoare invers proporțională cu pătratul deviației standard și cu media aritmetică X a sirului de date.

$$k = X / \sigma^2 - X$$

unde X reprezintă media aritmetică a sirului de date (numărul mediu de ex./specie);

$$X = \text{Nr. total de exemplare} / \text{nr. total de specii}$$

Când k are valori ridicate, atunci biocenoza este omogenă - prezintă o diversitate mică; în caz invers, când k este scăzut, biocenoza are o diversitate mare.

13.1.1.2. Indicele d

Acest indice are mai multe variante, pornind de la formula lui Berger-Parker (1970), care iau în calcul doar abundența indivizilor. Formula de calcul este:

$$d = N_{\max} / N$$

unde N reprezintă numărul total de indivizi din probă sau stație iar N_{\max} reprezintă numărul de indivizi ai celei mai abundente specii din probă.

Alte variante ale acestui indice extrem de ușor de calculat iau în calcul numărul de specii dintr-un biotop raportat la suprafața de probă sau la numărul de exemplare. Astfel, indicele d poate fi calculat după formule ca cele de mai jos:

a. $d = S / \log A$

b. $d = S / \log N$

(formulă cunoscută și sub denumirea de formulă a indicelui Gleason - α_G)

unde S reprezintă numărul de specii din probă, A suprafața de probă iar N numărul total de indivizi din probă supusă analizei.

13.1.1.3. Indicele Fisher, Corbet, Williams (1943)

Cei trei autori menționati mai sus propun calcularea diversității prin intermediul unui indice α determinat din relația:

$$S = \alpha \log_e [(1 + N) / \alpha]$$

unde S reprezintă numărul de specii iar N numărul de indivizi din probă.

Deficiența acestui indice este aceea că el este valabil doar atunci când seriile de date (numărul de indivizi pe specii) se înscriu într-o serie logaritmică. În caz contrar metoda nu este aplicabilă.

13.1.1.4. Indicele Margalef

Reprezintă un raport între numărul de specii dintr-un biotop oarecare și logaritmul numărului de exemplare înregistrat ($N = \text{nr. ex. din sp. 1} + \dots + \text{nr. ex. din specia } n$).

Indicele se calculează după formula următoare, puțin diferită de cea a indicelui d :

$$D_a = (S - 1) / \log N$$

unde S reprezintă numărul de specii iar N numărul total de exemplare înregistrat în biotopul sau biocenoza analizată.

Acest indice poate fi citit și pe nomograme, cum sunt cele elaborate de Williams (1947) și Margalef.

13.1.1.5. Indicele Menhinick

Este oarecum asemănător indicelui precedent, în acest caz exprimându-se raportul între numărul total de specii dintr-o biocoenoză și rădăcina pătrată a numărului de exemplare din acea biocoenoză. Formula de calcul a acestui indice este următoarea:

$$D_b = S / \sqrt{N}$$

notările sunt aceleași ca în cazul precedent.

13.1.2. Heterogenitatea. Metode de analiză a heterogenității

Acest concept a fost propus de către Simpson (1949) ca un al doilea aspect al diversității, îmbinând bogăția de specii cu echitabilitatea, și ar putea fi sintetizat în modul următor: dintre două biotopuri, unul cu 100 de specii reprezentate prin 50 de exemplare fiecare și un al doilea, tot cu 100 de specii dar din care doar una are 4900 exemplare, primul are în mod clar o diversitate mai mare. Pentru mulți specialiști, heterogenitatea ca termen este sinonimă cu diversitatea.

Există multe metode de măsurare a heterogenității: metoda seriilor logaritmice indicele Simpson, indicele Brillouin, și.a.

13.1.2.1. Indicele Simpson (D , λ)

Acest indice este printre primii indici ai diversității (Simpson, 1949), servind la aproximare a diversității speciilor vegetale sau animale dintr-un anumit biotop. Formula lui de calcul este următoarea:

$$\lambda = \sum n_i(n_i - 1) / N(N - 1)$$

în care n_i reprezintă numărul de indivizi din specia i , iar N numărul total de indivizi din proba analizată.

De regulă, se utilizează forma $1 / \lambda$, astfel încât indicele să fie direct proporțional cu diversitatea. $1 / \lambda$ este cu atât mai mare cu cât diversitatea ecologică este mai mare.

13.1.2.2. Indicele diversității α

Reprezintă raportul între numărul de specii dintr-o probă și numărul mediu de specii în probe, calculat pentru întregul transect:

$$\alpha = (N_a / X_{med}) - N_{ex} \quad \text{sau} \quad N = \alpha \ln [1 + (N_{ex} / \alpha)]$$

unde

- N este numărul de specii din proba a ;
- X_{med} reprezintă numărul mediu de specii în probe;
- N_{ex} reprezintă numărul de exemplare din proba analizată

13.1.2.3. Indicele Brillouin

Indicele Brillouin scoate în evidență numărul maxim de grupe care pot fi formate prin permutarea elementelor componente ale unui sistem - în cazul nostru exemplarele speciilor dintr-un biotop oarecare.

Folosit pentru prima oară de Margalef, acest indice vine din teoria informației și este apreciat în unități informaționale - biți.

[Legat de acest mod de abordare al problemei, unii ecologi au făcut pe bună dreptate observația că în acest caz cantitatea de informație nu este echivalentă cu numărul de specii, iar bitul ca unitate de măsură a informației nu are nici un fel de semnificație ecologică (Pielou, 1969).]

In acest caz, biocenoza analizată este privită ca un sistem molecular care poate adopta mai multe microstări. Numărul total de combinații (grupe k) se obține prin calculul combinațiilor:

$$k = n! / k! (n-k)!$$

unde n reprezintă numărul de elemente iar k numărul de elemente dintr-o grupă.

Probabilitatea ca să apară o anumită "stare" - adică o anumită combinație de specii se calculează în modul următor:

$$B_N = 1 / N \log (N! / n_1! n_2! \dots n_k!)$$

unde N reprezintă numărul total de elemente;

n_1, n_2, \dots, n_k reprezintă numărul de elemente din grupele 1,2,...k.

13.1.2.4. Indicele de heterogenitate al lui Margalef

In 1962, Margalef propune un indice care să permită aprecierea repartiției inegale a indivizilor în spațiu. Acest indice este calculat după formula:

$$I_e = [d_{AB} - (d_A + d_B / 2)] / \log L$$

unde

- d_A și d_B reprezintă indicii de diversitate în punctele A și B, alese în cadrul unui anumit ecosistem, biocenoză sau biotop, apreciat ca fiind heterogen;
- d_{AB} reprezintă indicele de diversitate global al ecosistemului;
- L reprezentând distanța între cele două puncte A și B.

13.1.3. Echitabilitatea

In ecosistemele naturale există de obicei câteva specii dominante, reprezentate printr-un număr mare de exemplare în timp ce celelalte specii sunt reprezentate prin exemplare puține - ex pădurile din emisfera nordică se caracterizează prin dominanta uneia sau două-trei specii (stejar, fag, molid, brad, etc.), la fel savanele și pampasurile; alături de speciile dominante se găsesc un număr variabil de specii (în funcție de zonă) reprezentate printr-un număr mult mai mic de exemplare decât speciile dominante. Astfel de exemple se pot da și pentru animale.

In legătură cu cele expuse anterior, echitabilitatea ecologică urmărește să cuantifice repartizarea inegală a efectivelor diferitelor specii raportată la o comunitate ideală în care toate speciile ar fi reprezentate prin același număr de exemplare.

Cu toate cele mentionate mai sus, referitoare la irelevanța ecologică a informației exprimate în biți, o serie de indici proveniți din teoria informației continuu să fie folosiți pentru analiza echitabilității, atât de ecologii cu pregătire biologică cât și de promotorii așa-numitei ecologii matematice.

Indici folosiți în analiza echitabilității: indicele Shannon-Wiener, indicele Oltean, și.a.

13.1.3.1. Indicele Shannon-Wiener

Reprezintă una dintre cele mai răspândite metode de calculare a diversității. Determinarea acestui indice se bazează pe probabilitatea de întâmplare a evenimentelor înălțuite (în cazul nostru - speciile existente într-o anumită arie), și descrie media gradului de incertitudine în precizarea speciei la care aparține urmatorul individ care va fi colectat. Formula de calcul pentru acest indice este următoarea:

$$H_{(S)} = - \sum_{i=1}^s p_i \log p_i$$

unde

- $H_{(S)}$ reprezintă indicele diversității Shannon-Wiener (conținutul informațional al eșantionului);
- S este numărul de specii din biocenoza analizată;
- produsul $p_i \log p_i$ reprezintă măsura incertitudinii fiecărui eveniment asociat câmpului finit de probabilități (probabilitatea de apariție a indivizilor aparținând fiecărei specii din biocenoză).

Suma acestor produse, luată cu semn pozitiv, reprezintă gradul de dezordine - *entropia* - sistemului. Inversul entropiei reprezintă *informația*. Relația dintre informație și entropie este de tipul următor: atunci când într-un sistem informația este mică, entropia este mare și invers. Dacă informația este mare, și diversitatea este mare, iar o diversitate mare este proprie unei biocenoze stabile.

Formula de mai sus a fost ulterior modificată, deoarece s-a constatat că biocenoze cu același număr de specii au diversități diferite dacă numărul de exemplare al acestor specii diferă în cele două biocenoze. Pentru ca indicele Shannon - Wiener să poată surprinde ambele aspecte - numărul de specii și efectivul fiecărei specii, s-a convenit să se utilizeze o formulă de tipul:

$$H_{(S)} = (K/N) (N \log_{10} N - \sum_{i=1}^s N_i \log_{10} N_i)$$

unde

- $H_{(S)}$ reprezintă diversitatea *reală* a unei biocenoze;
- K este factorul de conversie pentru schimbarea bazei logaritmului de la 10 la 2 $(K = 3.321928)$;
- N reprezintă numărul total de indivizi ai fiecărei specii;
- S este numărul total de specii din biocenoza analizată;
- N_i este numărul de exemplare al fiecărei specii (abundența speciilor).

S-a constatat că pentru același număr de specii, diversitatea reală crește odată cu creșterea numărului de indivizi, iar pentru același număr de indivizi, diversitatea reală crește odată cu

creșterea numărului de specii (de exemplu, dintre două biocoenoze cu câte 17 specii fiecare, în prima fiind înregistrări 119 indivizi iar în cea de-a două 200, diversitatea reală va fi mai mare în biocoenoză a două; dacă în două biocoenoze avem câte 200 de indivizi, în prima indivizii aparținând la 100 specii iar în cea de-a două la 25 de specii, diversitatea reală va fi mai mare în prima biocoenoză).

Legat de acest indice, în literatura de specialitate se întâlnesc și următorii termeni: *diversitate maximală*, *diversitate relativă* (sau *echitabilitate*) și *diversitate teoretică*.

13.1.3.2. Diversitatea maximală - $H_{(S)}$ max

Este valoarea care se atinge atunci când am avea situația în care toate speciile dintr-o biocoenoză ar avea aceeași abundență (efectivele speciilor ar fi egale). Relația de calcul în acest caz devine

$$H_{(S)} \text{ max} = K \log_{10} S$$

În condiții naturale însă, acest caz nu se va întâlni niciodată, ca de altfel nici cazul opus, când într-o biocoenoză ar exista doar o singură specie reprezentată printr-un singur exemplar. În mod normal, diversitatea este mai mare ca 0 și mai mică decât $\log N$.

13.1.3.3. Diversitatea relativă (H_r)

Reprezintă raportul între diversitatea reală și cea maximală, calculându-se după o formулă de tipul:

$$H_r = H_{(S)} / H_{(S)} \text{ max}$$

13.1.3.4. Diversitatea relativă (echitabilitatea)

Reflectă în ce măsură diversitatea reală se îndepărtează de cea maximală, ipotetică. Dacă în biocoenoza analizată există specii dominante, reprezentate printr-un număr mare de indivizi, atunci diversitatea reală este mică. În caz contrar, când efectivele speciilor sunt aproximativ egale, diversitatea reală se apropie de diversitatea maximală. În acest mod, diversitatea relativă poate fi utilizată și ca o reflectare a gradului de echilibru sau de dezechilibru a unei biocoenoze, tinând cont de faptul că o biocoenoză cu diversitate maximală are - cel puțin în mod teoretic - o stabilitate maximă.

13.1.3.5. Diversitatea teoretică ($M_{(S')}$)

Este folosită de un timp în locul diversității relative, deoarece s-a observat că în condiții naturale diversitatea maximală nu poate fi atinsă, existând întotdeauna nișe ecologice care pot fi exploataate de alte specii. În urma acestei constatări, după calcularea diversității reale $H_{(S)}$ pentru un anumit număr de probe, echitabilitatea (ε) se calculează făcându-se raportul între numărul de specii determinate teoretic (S') și numărul observat de specii (S):

$$\varepsilon = S' / S$$

S' corespunde acelei valori a diversității teoretice $M_{(S')}$ care este egală cu valoarea diversității reale calculată după datele înregistrate.

Valorile diversității teoretice în funcție de diferitele valori ale diversității reale sunt calculate și se pot găsi în tabele speciale. Dacă în tabel nu se găsește o valoare a diversității teoretice care să

corespondă perfect cu diversitatea reală calculată, se va folosi acea valoare tabelată care se apropie cel mai mult de $H_{(S)}$.

Echitabilitatea este maximă - este egală cu 1 - atunci când toate speciile au frecvențe egale și este apropiată de 0 dacă între efectivele speciilor apar diferențe mari (dacă biocenoza conține specii dominante).

In fapt, procentul obținut prin raportul obținut prin raportul între S' și S ne arată cât la sută reprezintă diversitatea biocenozei studiate față de o comunitate ideală, cu același număr de specii, dar cu indivizi repartizați echitabil între specii (o comunitate în care efectivele speciilor ar fi egale).

Exemplu de calcul

Batten (1976) a înregistrat abundența speciilor de păsări din câteva păduri naturale și plantări de conifere din tinutul Killarney (Irlanda) în scopul de a determina dacă pădurile naturale au o diversitate mai mare decât plantațiile de conifere. În tabelul de mai jos sunt prezentate datele din două păduri - pădurea de stejar Derrycunihy (suprafață 10,75 ha) și o plantație de molid canadian (suprafață 11 ha). Diversitatea a fost estimată folosind indicele Shannon-Wiener. Pentru a evalua diferența între diversitățile celor două biocenoze s-a utilizat testul t.

Tabel 13.1 Numărul de cuiburi înregistrat în cele două biocenoze studiate.

Nr	Specii Plantație de molid norvegian	Nr. cuiburi	Specii Padure de stejar	Nr. cuiburi
1.	<i>Regulus regulus</i> L.	65	<i>Fringilla coelebs</i> L.	35
2.	<i>Erithacus rubecula</i> L.	30	<i>Erithacus rubecula</i> L.	26
3.	<i>Fringilla coelebs</i> L.	30	<i>Parus caeruleus</i> L.	25
4.	<i>Troglodytes troglodytes</i> L.	20	<i>Regulus regulus</i> L.	21
5.	<i>Turdus merula</i> L.	14	<i>Troglodytes troglodytes</i> L.	16
6.	<i>Parus ater</i> L.	11	<i>Parus ater</i> L.	11
7.	<i>Columba palumbus</i> L.	9	<i>Muscicapa striata</i> Pall.	6
8.	<i>Turdus ericetorum philomelos</i> B.	5	<i>Certhia familiaris</i> L.	5
9.	<i>Certhia familiaris</i> L.	4	<i>carduelis spinus</i> L.	3
10.	<i>Parus caeruleus</i> L.	3	<i>Turdus merula</i> L.	3
11.	<i>Aegithalos caudatus</i> L.	3	<i>Parus major</i> L.	3
12.	<i>Carduelis spinus</i> L.	2	<i>Aegithalos caudatus</i> L.	3
13.	<i>Carduelis flammea</i> L.	1	<i>Columba palumbus</i> L.	3
14.	<i>Corvus corone corone</i> L.	1	<i>Corvus corone cornix</i> L.	2
15.	-	-	<i>Scolopax rusticola</i> L.	2
16.	-	-	<i>Turdus ericetorum philomelos</i> B.	2
17.	-	-	<i>Phoenicurus phoenicurus</i> L.	1
18.	-	-	<i>Turdus viscivorus</i> L.	1
19.	-	-	<i>Prunella modularis</i> L.	1
20.	-	-	<i>Accipiter nisus</i> L.	1
21.	Nr. specii (S) - 14		Nr. specii - 20	
22.	Nr. cuiburi (N) - 198		Nr. cuiburi - 170	

Prima operație o reprezintă calcularea indicelui de diversitate Shannon - Wiener după formula

$$H_{(S)} = - \sum p_i \log p_i$$

unde p_i reprezintă abundența proporțională a speciei i ($p_i = n_i / N$).

Datele prelucrate pentru cele două biocoze sunt înscrise în tabelul 11.2.

Tabelul 13.2. Valorile indicelui de diversitate Shannon-Wiener pentru fiecare din speciile de păsări din cele două biocoze

Nr	Plantajie de molid norvegian				Padurea Derrycunihy			
	N	p_i	$p_i \log p_i$	$p_i (\log p_i)^2$	N	p_i	$p_i \log p_i$	$p_i (\log p_i)^2$
1.	65	0.328	-0.366	0.407	35	0.206	-0.325	0.514
2.	30	0.152	-0.286	0.540	26	0.153	-0.287	0.539
3.	30	0.152	-0.286	0.540	25	0.147	-0.282	0.540
4.	20	0.101	-0.232	0.531	21	0.124	-0.258	0.540
5.	14	0.071	-0.187	0.496	16	0.094	-0.222	0.526
6.	11	0.056	-0.161	0.464	11	0.065	-0.177	0.485
7.	9	0.054	-0.141	0.434	6	0.035	-0.118	0.395
8.	5	0.025	-0.093	0.342	5	0.029	-0.104	0.366
9.	4	0.020	-0.079	0.308	3	0.018	-0.071	0.288
10.	3	0.015	-0.063	0.266	3	0.018	-0.071	0.288
11.	3	0.015	-0.063	0.266	3	0.018	-0.071	0.288
12.	2	0.010	-0.046	0.213	3	0.018	-0.071	0.288
13.	1	0.005	-0.027	0.141	3	0.018	-0.071	0.288
14.	1	0.005	-0.027	0.141	2	0.012	-0.052	0.232
15.					2	0.012	-0.052	0.232
16.					2	0.012	-0.052	0.232
17.					1	0.006	-0.030	0.155
18.					1	0.006	-0.030	0.155
19.					1	0.006	-0.030	0.155
20.					1	0.006	-0.030	0.155
Σ	198	1.000	-2.056	5.089	170	1.000	-2.404	6.661

După alcătuirea tabelului 11.2, se calculează diversitatea pentru cele două tipuri de păduri:

$$H' \text{ molid} = 2.404$$

$$H' \text{ stejar} = 2.056$$

Aceste valori reprezintă suma valorilor din coloanele $p_i \log p_i$ ale fiecărui caz. Formula pentru calcularea indicelui Shannon - Wiener are semn negativ pentru a anula și elimina mărimile negative rezultate din logaritmarea valorilor probabilităților.

Echitabilitatea celor două păduri poate fi acum calculată cu ajutorul formulei

$$\epsilon = H' / \ln S$$

după cum urmează:

$$\epsilon_{\text{molid}} = 2.056 / \ln 14 = 2.056 / 2.6390 = 0.7791$$

$$\epsilon_{\text{stejar}} = 2.404 / \ln 20 = 2.404 / 0.9957 = 0.8025$$

Varianța diversității din cele două tipuri de păduri poate fi exprimată cu ajutorul relației:

$$\text{Var } H' = \{[\sum (p_i \ln p_i)^2 - (\sum (p_i \ln p_i)^2) / N\} - (S-1 / 2N^2)$$

Astfel,

$$\text{Var } H'_{\text{molid}} = [(5.089 - 4.227) / 198] - (13 / 396^2) = 0.00427$$

$$\text{Var } H'_{\text{stejar}} = [(6.661 - 5.779) / 170] - (19 / 340^2) = 0.00502$$

Testul t permite compararea diversităților în cele două păduri. Formula cea mai potrivită pentru acest caz este:

$$t = H'_1 - H'_2 / \text{Var } H'_1 + \text{Var } H'_2^{1/2}$$

unde H'_1 , $\text{Var } H'_1$ sunt diversitatea și respectiv varianța diversității în primul habitat iar H'_2 , $\text{Var } H'_2$ sunt diversitatea și respectiv varianța diversității în al doilea habitat analizat. În cazul nostru,

$$t = (2.404 - 2.056) / (0.00502 + 0.00427)^{1/2} = 3.611$$

Gradul de libertate cerut trebuie de asemenei calculat. Relația folosită este

$$df = [(\text{Var } H'_1 + \text{Var } H'_2)^2] / \{[(\text{Var } H'_1)^2 / N_1] + [(\text{Var } H'_2)^2 / N_2]\}$$

unde N_1 și N_2 reprezintă numărul indivizilor (în cazul nostru numărul cuiburilor) în primul și respectiv în al doilea habitat studiat. Pentru exemplul nostru,

$$df = (0.00502 + 0.00427)^2 / (0.00502^2 / 170) + (0.00427^2 / 198) = 360$$

Cu ajutorul tabelelor t putem evidenția că cele două păduri sunt diferite într-un grad mare ($P < 0.001$) în ceea ce privește diversitatea păsărilor care se întâlnesc în aceste teritorii. Pădurea de stejar apare astfel ca fiind mult mai diversă în ceea ce privește avifauna în comparație cu plantația de molid.

13.1.3.6. Indicele Oltean

Discutând metodele de calculare a diversității utilizând teoria informației, M.Oltean (1984) propune un indice apropiat celui de tip Shannon-Wiener. Aspectul de funcție neliniară a formulei Shannon-Wiener nu oferă o relevanță completă a cantității de informație necesară eliminării nedeterminării sistemului - ceea ce este o consecință a ponderii probabilităților printre funcție

neliniară (logaritmică) care atrage după sine și reducerea ratei de creștere a indicilor de diversitate pe măsură ce sistemul se apropie de diversitatea maximă.

Formula Shannon subestimează cantitatea de informație necesară pentru eliminarea completă a nedeterminării unui sistem. Căutând să eliminate acest aspect, M.Oltean propune calcularea informației totale I dintr-un sistem după formula:

$$(1) I = N(N - n_1) + [N - (n_1 + n_2)] + \dots + [N - (n_1 + n_2 + \dots + n_j)] \text{ biți}$$

unde N reprezintă numărul total de indivizi iar n_1, n_2, n_j reprezintă numărul de indivizi ce aparțin speciilor 1,2,..,j.

Impărțind I la N se obține I' :

$$(1') I' = I / N$$

I' reprezentând cantitatea de informație necesară exprimată în biți/individ.

Pentru ca formula să poată fi aplicată riguros, specile trebuie aranjate în ordinea descrescătoare a numărului de exemplare. Atribuind ranguri speciilor în funcție de numărul de indivizi, se pot folosi în locul formulei (1) formulele:

$$(2) I = \sum n_i r_i \text{ biți}$$

și

$$(2') I' = \sum n_i r_i / N \text{ biți/individ}$$

unde r reprezintă rangul iar n numărul de indivizi ai fiecărei specii.

Dacă în locul numărului de exemplare al fiecărei specii se folosesc probabilitățile de apariție pentru fiecare specie în parte obținem formulele:

$$(3) I = \sum p_i r_i \text{ biți}$$

și

$$(3') I' = \sum p_i r_i / N \text{ biți/individ.}$$

Dacă avem cazul unei probe cu indivizi aparținând unei singure specii, atunci nedeterminarea este nulă iar informația necesară pentru eliminarea nedeterminării este egală cu:

$$I = N / N_{\text{md}} = 1 \text{ bit/ ind}$$

Dacă în probă avem însă exemplare aparținând la n specii, atunci cantitatea totală de informație este maximă, calculându-se după formulele:

$$(4) I_{\text{max}} = n/N (N \sum r) \text{ biți}$$

și

$$(4') I'_{\text{max}} = [n/N (N \sum r)] / N \text{ biți/ind}$$

Cu toate că indicele Oltean este dependent de numărul de specii întâlnite în probe, I' reprezintă o măsură corectă a entropiei informaționale și este mai convenabil de utilizat decât indicele Shannon deoarece nu favorizează nici unele din speciile componente indiferent de abundența lor relativă.

Totuși, indicele Oltean este dependent în această formă de numărul de specii componente ale biocenozei. Transformarea acestui indice în unul independent de numărul de specii componente se face după relația:

$$E_o = I' - 1 / I'_{\max} - 1$$

unde E_o reprezintă echitabilitatea sistemului respectiv.

13.1.4. Folosirea biomasei în analiza diversității

După cum s-a putut observa în formulele de mai sus, în formulele de analiză a diversității se folosesc de regulă abundența. Totuși, datorită faptului că un mare număr de analize ecologice – în special cele care se referă la comunități de organisme acvatice – se concretizează prin analiza biomasei, o serie de autori au căutat să introducă biomasa în formulele de analiză a diversității. Wilhm (1968) a introdus astfel un indice care permite caracterizarea diversității specifice a probelor utilizând valorile biomaselor speciilor. Indicele se calculează după formula următoare:

$$H = (w \log w - \sum w_i \log w_i) / w \log S$$

Unde

- H reprezintă diversitatea specifică a probei, în biti/gram;
- w_i reprezintă biomasa speciei w în probă, în g/m^2 ;
- w reprezintă biomasa tuturor indivizilor din probă, în g/m^2 ;
- S reprezintă numărul de specii din probă.

13.1.5. Compararea secvențială

Compararea de tip secvențial este o metodă mai rar folosită în analiza ecologică. Unul dintre indicii folosiți în acest caz este indicele comparării secvențiale pentru clase realizate fără determinarea speciei. Formula de calcul a acestui indice este:

$$Ds = N_r / N$$

Unde

- Ds este indicele comparării secvențiale;
- N_r reprezintă numărul de "întâlniri" sau numărul de modificări în tipurile de organisme observate + 1;
- N reprezintă numărul de observații efectuate (numărul de exemplare înregistrate).

De exemplu, într-o biocenoză oarecare au fost înregistrați secvențial 10 indivizi aparținând la trei specii A, B și C după cum urmează AABAAABCBB. În acest caz, numărul de modificări este de 5 (AB, BA, AB, BC, CB). Indicele comparării secvențiale pentru această biocenoză se va calcula în modul următor:

$$Ds = (5+1) / 10 = 0,6$$

13.2. Diversitatea β (diversitatea diferențială)

Diversitatea β se referă la modul în care speciile se schimbă de-a lungul unui anumit gradient al mediului (temperatură, umiditate, salinitate, presiune, și.a.) sau a unui transect. Metoda este indicată atunci când sunt analizate zone situate la limita dintre două ecosisteme diferite - ex. liziera pădurilor, tărmul apei, deci zone în care pe o suprafață de teren foarte îngustă se găsesc aceleasi condiții de mediu. Deasemenea, diversitatea β servește la analiza unor tipuri de bicozoze sau ecosisteme extinse - ex pădurea ca întreg sau fauna de pe o platformă continentală.

Diversitatea β include mai multe tipuri de indici.

13.2.1. Indicele Whittaker (1975)

Se notează cu β_W și reprezintă unul din cei mai ușor de calculat indici ai diversității β , fiind o relație între numărul total de specii și numărul mediu de specii din probă/transect/biotop. Se calculează după formula:

$$\beta_W = (N / \alpha) - 1$$

unde

- N reprezintă numărul total de specii din biotopul analizat;
- α reprezintă abundența medie a speciilor în același biotop.

Exemplu de calcul

Calculați indicele Whittaker pentru un transect efectuat într-o pădure, datele fiind cele din tabelul de mai jos:

Tabelul 13.3. Datele rezultate în urma efectuării unui transect printr-o pădure de foioasă -- specii lemnoase

Specia	Proba 1	Proba 2	Proba 3	Proba 4	Proba 5	Proba 6	Total
<i>Betula pendula</i>	+	+	+	-	-	-	3
<i>Quercus robur</i>	+	+	+	+	+	+	6
<i>Viburnum lantana</i>	-	-	+	-	+	-	2
<i>Fagus sylvatica</i>	-	-	-	+	+	+	3
<i>Corylus avellana</i>	-	-	-	-	+	+	2
<i>Crataegus monogyna</i>	-	-	-	+	-	+	2
Nr. specii	2	2	3	3	4	4	18

Pentru exemplul nostru,

$$\beta_W = (6 / 3) - 1 = 1$$

13.2.3. Indicele Cody

Acest indice ia în calcul proporția în care spectrul specific se modifică de-a lungul transectului. Dacă se analizează exemplul de la cazul precedent, se observă că două specii - mesteacănul și stejarul - se găsesc la începutul transectului, iar alte patru apar mai târziu. De astemea, alte două specii - mesteacănul și scorușul - dispar la sfârșitul transectului.

Indicele Cody se notează cu β_C și este calculat după o formulă de tipul:

$$\beta_C = [g(H) - l(H)] / 2$$

unde

- $g(H)$ reprezintă numărul de specii care se adaugă de-a lungul transectului sau al gradientului analizat;
- $l(H)$ reprezintă numărul de specii care dispar de-a lungul transectului sau al gradientului.

Pentru exemplul nostru, indicele Cody este egal cu 3:

$$\beta_C = [g(H) - l(H)] / 2 = (4 + 2) / 2 = 3$$

13.2.4. Indicele Wilson - Shmida

Acest indice întrunește caracteristicile indicilor Whittaker și Cody. Se calculează după formula:

$$\beta_T = [g(H) + l(H)] / 2\alpha$$

unde

- $g(H)$ reprezintă numărul de specii care se adaugă de-a lungul transectului sau al gradientului analizat;
- $l(H)$ reprezintă numărul de specii care dispar de-a lungul transectului sau al gradientului;
- α reprezintă abundența medie a probelor ($\alpha = N / \text{nr probe}$).

Pentru exemplul de la Tabelul 11.3, β_T este egal cu:

$$\beta_T = [4 + 2] / 2(3) = 1$$

13.2.4. Indicii Routledge

Routledge propune un set de trei indici pentru analiza diversității β , indici ce se referă la bogăția totală de specii și la gradul de acoperire al speciilor.

Indicele β_R . Este primul din cei trei indici și se calculează după formula:

$$\beta_R = [N^2 / (2r + N)] - 1$$

unde

- N reprezintă numărul de specii întâlnite de-a lungul transectului;

- r reprezentăând numărul de specii cu o dispersie acoperitoare care se întâlnesc împreună în probe (care se întrepătrund).

Aplicând această formulă exemplului nostru, valoarea lui r poate fi obținută din matricea simplă care indică ce perechi de specii se întâlnesc cel puțin într-un pătrat, după modelul de mai jos:

Tabelul 13.4. Matricea simplă a numărului de întâlniri în probe a speciilor lemoase din exemplul de la tabelul 11.3.

N r	Specia	1. Bet.	2. Q.	3. Vib.	4. F.	5. Cor.	6. Cr.	Total
1	<i>Betula</i>	#	+	+	-	-	-	2
2	<i>Quercus</i>	#	+	+	+	+	+	4
3	<i>Viburnum</i>		#	+	+	-	-	2
4	<i>Fagus</i>			#	+	+	+	2
5	<i>Corylus</i>				#	+	+	1
6	<i>Crataegus</i>					#		
Σ			1	2	2	3	3	11

În exemplul nostru sunt 11 întâlniri comune, deci

$$\beta_R = \{6^2 / [2(11) + 6]\} - 1 = (36/28) - 1 = 0.2837$$

Cel de-al doilea indice al lui Routledge - β_1 - a fost calculat pornindu-se de la teoria informației, formula lui fiind următoarea:

$$\beta_1 = \log(T) - [(1/T) \sum e_i \log(e_i)] - [(1/T) \sum \alpha_j \log(\alpha_j)]$$

unde

- e_i reprezintă numărul de prelevări de-a lungul transectului în care este prezentă specia i;
- α_j reprezintă abundența speciei prelevate;
- T fiind numărul total de specii în toate cele 6 probe.

Pentru sincronizarea cu alți indici ai diversității, în ecuația de mai sus se obișnuiește să se folosească logaritmul natural (ln).

În cazul exemplului nostru, în ultima coloană a tabelului 1 se indică numărul de probe în care a fost întâlnită o anumite specie de-a lungul transectului.

În consecință, pentru exemplul nostru, $\sum e_i \log(e_i)$ se calculează astfel:

$$\sum e_i \log(e_i) = (3 \ln 3) + (6 \ln 6) + (2 \ln 2) + (3 \ln 3) + (2 \ln 2) + (2 \ln 2) = 21.501$$

Ultimul rând din tabelul 1. indică numărul de specii din fiecare probă; $\sum \alpha_j \log(\alpha_j)$ se calculează astfel:

$$\sum \alpha_j \log(\alpha_j) = (2 \ln 2) + (2 \ln 2) + (3 \ln 3) + (3 \ln 3) + (4 \ln 4) + (4 \ln 4) = 20.454$$

In cazul exemplului nostru, $T = 18$, deci indicele β_1 va fi:

$$\beta_1 = \ln(18) - [(1/18) 21.501] - [(1/18) 20.454] = 0.5595$$

Ultimul indice a lui Routledge - β_E - reprezintă forma exponențială a lui β_1 :

$$\beta_E = \exp(\beta_1)$$

Pentru exemplul anterior, β_E este egal cu $\exp(0.5595) = 1.750$

13.2.5. Metoda rarefactiei

Standardizarea datelor provenite din probe de mărime diferită este una din problemele cele mai frecvente cu care se confruntă specialiștii. Metoda rarefactiei permite estimarea numărului așteptat de specii într-o probă luată dintr-o anumită comunitate de indivizi. Se poate răspunde astfel la întrebarea dacă proba conține un număr de n indivizi, câte specii (s) sunt reprezentate în probă?

Dacă totalul de exemplare din comunitate este N iar numărul total de specii este S , atunci în proba obținută prin rarefaction n trebuie să fie automat mai mic ca N iar s decât S .

Numărul de specii se poate estima printr-o formulă ca cea de mai jos (Hurlbert, 1971; Simberloff, 1972)

$$E(S_n) = \sum_{i=1}^s \left[1 - \frac{\frac{N - N_i}{n}}{\frac{N}{n}} \right]$$

unde

- $E(S_n)$ reprezintă numărul de specii estimat dintr-o probă randomizată ce conține n exemplare;
- S este numărul total de specii din biotopul studiat;
- N numărul total de indivizi din biotop ($N = \sum N_i$);
- N_i numărul de exemplare al speciei i ;
- n numărul de exemplare al probei analizate prin metoda rarefactiei ($n < N$);
- N reprezintă numărul de combinații de n indivizi dintr-un total de N
- n indivizi = $N! / n!(N-n)!$

Datorită faptului că modul de calculare este greoi, au fost puse la punct programe pe calculator pentru aceasta metoda.

Metoda rarefactiei are și unele inconveniente. Astfel, probele supuse analizei prin metoda rarefactiei trebuie să fie identice din punct de vedere taxonomic. Dacă proba mai mare (care reflectă componența entomofaunei unui biotop de exemplu) constă preponderent dintr-un tip de insecte de

exemplu, iar proba mai mică dintr-un alt tip, atunci este clar ca proba mai mică nu este o probă randomizată a întregului biotop.

Deasemenea, trebuie ținut cont de modul de prelevare a probelor și de posibilitatea ca anumite specii să fie colectate preferențial cu o anumită metodă sau cu alta.

Revenind la exemplul cu insecte, dacă proba ce reflectă comunitatea totală de specii este colectată cu o capcană luminoasă, nu vom putea folosi metoda rarefacției dacă probele mai mici au fost prelevate cu capcane Barber, pentru că în acest caz s-ar putea ca insectele colectate în probele mici să lipsească în cea mai mare parte a lor din proba mare.

In concluzie, metoda rarefacției trebuie folosită numai în biotopuri asemănătoare, deoarece dacă se analizează prin această metodă habitate diferite vom avea de-a face cu erori de interpretare. Nu vom putea compara de exemplu prin această metodă probe provenind din păduri de conifere și probe provenite din păduri de foioase, deoarece în aceste două tipuri de păduri atât speciile cât și diversitatea sunt diferite.

13.2.6. Estimarea tip jackknife (Heltsche, Forrester, 1983)

Această metodă de determinare a bogăției de specii poate fi folosită atunci când o comunitate oarecare este investigată prin metoda pătratelor de probă.

Metoda jackknife se bazează pe utilizarea frecvenței speciilor rare. Practic, se tabelază datele obținute din pătratele de probă, marcându-se fiecare specie cu prezent sau absent; se numără speciile unice, prin acest termen înțelegându-se speciile care sunt prezente numai într-un singur pătrat de probă.

Numărul de specii poate fi estimat prin această metodă după formula de mai jos:

$$S = s + (n-1 / n) k$$

unde

- S reprezintă numărul de specii estimat prin metoda jackknife;
- s este numărul total de specii din cele n pătrate de probă analizate;
- n reprezintă numărul de pătrate de probă;
- k este numărul speciilor unice.

Varianța numărului de specii estimat astfel se calculează după o formulă ca cea de mai jos:

$$\text{var}(S) = (n-1 / n) \left[\sum_{j=1}^s (f_j^2) - k^2 / n \right]$$

unde

- f_j reprezintă numărul de pătrate de probă conținând specii unice ($j = 1, 2, 3, \dots, s$);
- k reprezintă numărul de specii unice;
- n numărul total de patrate de probă.

Varianța poate fi folosită pentru a determina intervalul de încredere pentru estimarea tip jackknife, după cum urmează:

$$S \pm t_{\alpha} \sqrt{\text{var}(S)}$$

unde

- S reprezintă valoarea numărului de specii obținută prin metoda jackknife;
- t_α este valoarea Student pentru $n-1$ grade de libertate pentru cea mai potrivită valoare a lui α ;
- $\text{var}(S)$ este varianța lui S calculată ca mai sus.

Deficiența acestei metode constă în faptul că estimatorul jackknife tinde să supraestimeze numărul de specii dintr-o comunitate. Valoarea maximă a numărului de specii estimat prin această metodă este de două ori mai mare decât numărul *observat* de specii (din ecuația de calcul a estimației jackknife), și acesta este motivul pentru care metoda nu poate fi folosită pentru comunitățile de specii cu un mare număr de specii rare sau pentru comunitățile din care au fost prelevate probe prea mici.

Exemplu de calcul

Estimați prin metoda jackknife numărul de specii dintr-o comunitate bentală din zona Pettaquamscutt River, Rhode Island (Hechtsche, Forrester, 1983) analizată prin metoda patratelor de probă. Au fost prelevate 10 pătrate de probă, iar datele sunt perezentate în tabelul de mai jos:

Tabel 13.5 – Structura unei comunități bentale din zona Pettaquamscutt River, Rhode Island

Nr	Specia	Pătrate de probă									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	<i>Streblospio benedicti</i>	-	13	21	14	5	22	13	4	4	27
2	<i>Neanthes succinea</i>	2	2	4	4	1	1	1	-	1	6
3	<i>Polydora ligni</i>	-	1	-	-	-	-	-	1	-	-
4	<i>Scoloplos robustus</i>	1	-	1	2	-	6	-	-	1	2
5	<i>Eteone heteropoda</i>	-	-	1	2	-	-	1	-	-	1
6	<i>Heteromastus filiformis</i>	1	1	2	1	-	1	-	-	1	5
7	<i>Capitella capitata</i> *	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
8	<i>Scolecolepides viridis</i> *	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
9	<i>Hypaniota grayi</i> *	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-
10	<i>Brania clavata</i> *	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-
11	<i>Macoma balthica</i>	-	-	3	-	-	-	-	-	-	2
12	<i>Ampelisca abdita</i>	-	-	5	1	-	2	-	-	-	3
13	<i>Neopanope texana</i>	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-
14	<i>Tubificoides</i> sp.	8	36	14	19	3	22	6	8	5	41

Speciile marcate cu asterisc sunt speciile unice din lista sistematică.

Aplicând ecuația de calcul a estimatorului jackknife vom obține:

$$S = 14 + (9/10) (5) = 18.5 \text{ specii}$$

Pentru varianță, trebuie să alcătuim un tabel cu speciile unice și distribuția lor pe pătrate de probă:

Tabel 13.6. Distribuția speciilor unice pe pătrate de probă

Sp. unice	Nr. pătrate de probă
1	3 (pătratele 2, 3 și 8 conțin o singură specie unică)
2	1 (pătratul 1 conține 2 specii unice)
3	0
4	0

Tabelul nu este continuat mai departe, deoarece nu există pătrate de probă cu mai mult de 2 specii unice.

Aplicând formula varianței obținem:

$$\text{var (S)} = (9/10) [(1)^2(3) + (2)^2(1) - (5^2/10)] = 4.05$$

Pentru 95% confidență, $t_{\alpha} = 2.26$, asa că intervalul cel mai probabil în care se va găsi numărul de specii estimat va fi:

$$18.5 + \text{ sau } - (2.26)(\sqrt{4.05}) = 13.9 - 23.1 \text{ specii.}$$

13.3. Diversitatea γ

Diversitatea γ este un concept introdus mai nou și se referă la diversitatea totală a unui ecosistem sau a unei întregi zone. Este exprimată ca produsul dintre diversitățile α ale asociațiilor care compun ecosistemul și gradul de diferențiere a diversității β dintre aceste asociații. (*The total or gamma diversity of a landscape, or a geographic area, is a product of the alpha diversity of its communities and the degree of beta differentiation among them* - Whittaker).

Diversitatea γ poate fi calculată după o formulă de tipul celei propuse de Ricklefs și Schulter (1993):

$$\gamma = \alpha * \beta * N_H$$

unde

- α , respectiv β reprezintă media diversităților α și β ale ecosistemului;
- N_H reprezintă numărul total de asociații din ecosistem sau numărul unitatilor de probă

Numărul de specii dintr-o anumită arie este dependent direct de evoluția în timp a acelei zone. Numărul de specii depinde de izolarea geografică, de climat, de relațiile stabilite cu speciile imigrate sau de eventualele dispariții de specii. Din această cauză, diversitatea α nu poate surprinde decât un "fragment" al diversității ecologice în ansamblul ei dacă nu este însoțită de diversitatea β și de

diversitatea γ . Doar în acest mod se poate evidenția diversitatea *reală* a unei zone geografice, cu toate aspectele pe care acest fenomen le implică.

Diversitatea γ poate fi apreciată ca fiind bogăția, numărul de specii dintr-o arie eterogenă în ceea ce privește condițiile de mediu, și poate fi exprimată ca numărul *total* de specii din respectiva aria.

Diferențele între diversitatea γ luată ca o relație între numărul de specii și diversitățile α și β și acestea din urmă luate separate sunt destul de mici. Rămâne de rezolvat problema următoare - cât de apropiate sunt aceste valori de situația *reală* din natură. Pentru astfel de aprecieri pot fi folosiți estimatori nonparametриci, de tipul curbelor de acumulare ale speciilor.

Exerciții

Efectuați analiza diversității ecologice (diversitatea alfa) pentru o asociație de organisme de frunză, comparând evoluția diversității pentru fiecare probă în parte; folosiți indicii menționate în text.

Tabel 13.7. Abundențele grupelor de organisme înregistrate în frunzări unei păduri de fag din jud. Iași în perioada august-septembrie 1999

Nr.	Grupa taxonomică	24.08	4.09.	10.09	16.09	20.09
1	Turbellaria	0	1	0	2	0
2	Gordiacea	0	0	0	1	1
3	Nematoda	0	2	0	3	0
4	Oligochaeta	5	28	15	2	0
5	Gasteropoda	1	0	0	2	0
6	Isopoda	0	8	0	1	3
7	Aranea	2	1	1	0	4
8	Opilionida	0	1	1	0	0
9	Acarina	183	210	51	13	245
10	Symplyyla	6	0	0	2	0
11	Diplopoda	2	0	4	0	0
12	Chilopoda	2	2	3	5	0
13	Diplura	0	0	0	4	1
14	Dermaptera	0	1	1	1	1
15	Psocoptera	1	3	1	1	1
16	Anoplura	2	3	1	3	0
17	Thysanoptera	1	0	0	1	0
18	Heteroptera	0	0	0	0	0
19	Homoptera	0	1	0	0	1
20	Lepidoptera (larve)	0	1	0	0	2
21	Hymenoptera	3	3	0	2	2
22	Diptera	5	16	6	4	8
23	Coleoptera	10	67	41	12	16
24	Collembola	58	93	32	23	201

Efectuați analiza diversității ecologice pentru asociația de organisme bentale din zona gurilor Dunării, comparând evoluția diversității pentru fiecare an în parte și pentru fiecare grupă de nevertebrate, folosiți indicii menționăți în text.

Tabel 11.8. Abundențele medii ale speciilor de nevertebrate marine din zona platformei litorale a Mării Negre în perioada 1960-1990

Nr.	Grupa taxonomică/ Specie	1960-1961	1986	1987	1988	1989	1990
1	<i>Coelenterata</i>						
2	<i>Podocoryne carnea</i>	15	0	0	0	0	0
3	<i>Actiniothoe clavata</i>	3	0	0	0	0	0
4	<i>Archiannelida</i>						
5	<i>Protodrilus flavocapitatus</i>	0	3	6	0	0	2
6	<i>Polychaeta</i>						
7	<i>Phyllodocida tuberculata</i>	3	0	0	0	0	0
8	<i>Phyllodocida maculata</i>	0	9	25	10	0	11
9	<i>Harmothoe reticulata</i>	6	0	6	5	0	0
10	<i>Neanthes succinea</i>	12	76	93	62	100	92
11	<i>Nereis diversicolor</i>	21	0	0	0	0	0
12	<i>Nephys hombergi</i>	30	12	12	0	0	0
13	<i>Spiophiliocornis</i>	58	48	56	19	0	33
14	<i>Polydora limicola</i>	0	54	50	43	50	30
15	<i>Heteromastus filiformis</i>	12	0	0	0	0	0
16	<i>Capitomastus minimus</i>	6	0	0	0	0	0
17	<i>Capitella capitata</i>	0	36	19	5	0	0
18	<i>Melinna palmata</i>	6	12	31	5	100	26
19	<i>Pectinaria koreni</i>	0	0	6	0	0	0
20	<i>Mollusca</i>						
21	<i>Scapharca inaequivalvis</i>	0	18	25	19	50	15
22	<i>Cardium edule</i>	18	33	25	5	0	15
23	<i>Cardium simile</i>	3	0	0	0	0	0
24	<i>Cardium paucicostatum</i>	3	0	0	0	0	0
25	<i>Mytilus galloprovincialis</i>	12	30	19	24	50	37
26	<i>Corbula mediterranea</i>	73	39	6	5	0	26
27	<i>Mya arenaria</i>	0	85	81	57	0	85
28	<i>Syndesmia fragilis</i>	18	0	0	0	0	0
28	<i>Abra alba</i>	0	3	0	0	0	0
29	<i>Spisula subtruncata</i>	18	0	0	0	0	0
30	<i>Venus gallina</i>	0	0	6	5	0	0
31	<i>Tellina tenuis</i>	0	0	6	0	0	0
32	<i>Barnea candida</i>	3	0	0	0	0	0
33	<i>Hydrobia ventrosa</i>	52	52	62	43	0	0
34	<i>Chrysalida interstincta</i>	18	3	12	5	0	0
35	<i>Eulimella nitidissima</i>	0	0	6	0	0	0
36	<i>Rissoa splendida</i>	3	15	38	0	0	0
37	<i>Retusa truncatula</i>	6	3	6	10	0	0
38	<i>Nassarius reticulata</i>	18	0	0	0	0	0
39	<i>Bittium reticulatum</i>	6	0	0	0	0	0
40	<i>Cyclonassa neritea</i>	56	0	0	0	0	0

Tabel 11.9. Diversitatea teoretică $M(S')$ corespunzătoare diferitelor valori numerice ale speciilor S' (după Lloyd, Ghelardi, 1964)

S'	$M(S')$								
1	0.0000	41	4.7861	81	5.7506	142	6.5521	255	7.3915
2	0.8114	42	4.8200	82	5.7681	144	6.5721	260	7.4194
3	1.2997	43	4.8532	83	5.7853	146	6.5919	265	7.4468
4	1.6556	44	4.8856	84	5.8024	148	6.6114	270	7.4736
5	1.8170	45	4.9173	85	5.8192	150	6.6306	275	7.5000
6	2.1713	46	4.9483	86	5.8359	152	6.6495	280	7.5259
7	2.3714	47	4.9787	87	5.8524	154	6.6683	285	7.5513
8	2.5465	48	5.0084	88	5.8687	156	6.6867	290	7.5763
9	2.7022	49	5.0375	89	5.8848	158	6.7050	295	7.6008
10	2.8425	50	5.0661	90	5.9007	160	6.7230	300	7.6250
11	2.9701	51	5.0941	91	5.9164	162	6.7408	310	7.6721
12	3.0872	52	5.1215	92	5.9320	164	6.7584	320	7.7174
13	3.1954	53	5.1485	93	5.9474	166	6.7757	330	7.7620
14	3.2960	54	5.1749	94	5.9627	168	6.7929	340	7.8049
15	3.3899	55	5.2009	95	5.9778	170	6.8099	350	7.8465
16	3.4780	56	5.2264	96	5.9927	172	6.8266	360	7.8870
17	3.5611	57	5.2515	97	6.0075	174	6.8432	370	7.9264
18	3.6395	58	5.2761	98	6.0221	176	6.8596	380	7.9648
19	3.7139	59	5.3004	99	6.0366	178	6.8758	390	8.0022
20	3.7346	60	5.3242	100	6.0510	180	6.8918	400	8.0386
21	3.7520	61	5.3476	102	6.0792	182	6.9076	410	8.0741
22	3.8520	62	5.3707	104	6.1064	184	6.9293	420	8.1087
23	3.9779	63	5.3934	106	6.1341	186	6.9388	430	8.1426
24	4.0369	64	5.4157	108	6.1608	188	6.9541	440	8.1757
25	4.0937	65	5.4378	110	6.1870	190	6.9693	450	8.2080
26	4.1482	66	5.4594	112	6.2128	192	6.9843	460	8.2396
27	4.2008	67	5.4808	114	6.2380	194	6.9992	470	8.2706
28	4.2515	68	5.5018	116	6.2629	196	7.0139	480	8.3009
29	4.3004	69	5.5226	118	6.2873	198	7.0284	490	8.3305
30	4.3478	70	5.5430	120	6.3118	200	7.0429	500	8.3596
31	4.3936	71	5.5632	122	6.3350	205	7.0788	550	8.4968
32	4.4381	72	5.5830	124	6.3582	210	7.1128	600	8.6220
33	4.4832	73	5.6027	126	6.3811	215	7.1466	650	8.7373
34	4.5230	74	5.6220	128	6.4036	220	7.1796	700	8.8440
35	4.5637	75	5.6411	130	6.4258	225	7.2118	750	8.9434
36	4.6032	76	5.6599	132	6.4176	230	7.2434	800	9.0343
37	4.6417	77	5.6785	134	6.4691	235	7.2743	850	9.1236
38	4.6792	78	5.6969	136	6.4903	240	7.3045	900	9.2060
39	4.7157	79	5.7150	138	6.5112	245	7.3341	950	9.2839
40	4.7513	80	5.7329	140	6.5318	250	7.3631	1000	9.3578

14. STUDIUL NIŞEI ECOLOGICE

Pentru studiul amănușit al populațiilor de plante sau animale este esențială cunoașterea modului în care aceste specii sunt integrate în mediul lor de viață, a modului cum interacționează cu partea vie și partea nevie a ecosistemului. Studiul nișei ecologice, sub toate aspectele sale - nișă trofică, de habitat, și a - este din acest motiv esențială. Studiind nișele ecologice ale mai multor populații aparținând aceleiași specii din zone diferite se poate surprinde modul în care specia se adaptează unor condiții diferite și modul în care utilizează oferta mediului.

14.1. Gradul de acoperire al nișei ecologice

Analiza nișei ecologice include mai multe aspecte, din care cele mai importante sunt cele referitoare la mărimea și gradul de acoperire a nișei și cele referitoare la hrana, luată ca ofertă a mediului.

14.1.1. Mărimea nișei ecologice

Cunoașterea mărimii nișei ecologice are drept scop stabilirea gradului de specializare al unei specii de animal sau plantă, deoarece se știe că cu cât taxonii sunt mai specializați cu atât au nișe ecologice mai înguste. Cu alte cuvinte, în acest mod se poate realiza o cantificare a gradului de specializare al unei specii, aspect foarte important dacă se urmărește ierarhizarea ecosistemului sau dacă se compară mai multe specii cu aceleiasi cerințe față de oferta mediului.

In funcție de distribuția exemplarelor unor specii față de oferta mediului luată ca set de resurse se poate stabili mărimea nișei ecologice. Înscrind într-un tabel specii luate în studiu într-un sir iar resursele mediului sub formă de coloane obținem ceea ce se numește matricea resurselor (Colwell, Futuyma, 1971).

In ceea ce privește resursele, acestea pot fi privite ca resurse trofice (fie sub forma de taxoni, fie sub forma de categorii - ex. fitoplanton, consumatori de ord. I, etc) și, resurse de habitat pe de-o parte, fie ca unități de colectare (sampling units) - naturale (lac, rau, frunze, trunchiul copacilor, fructe, patoma, și a.) și artificiale (pătrate de probă).

Noțiunea de resursă este destul de vagă și de fapt depinde de tipul de organism luat în studiu; de obicei, este de preferat să se utilizeze pentru cantificare resursele trofice sau de habitat, deoarece în acest caz subiectivitatea experimentatorului intervine mai puțin decât dacă se utilizează resurse alese arbitrar.

In identificarea resurselor pot apărea dificultăți. Astfel, dacă cercetatorul distinge mai multe resurse decât utilizatorul (consumatorul) nu apar probleme în ce privește analiza nișei. Dacă însă cercetătorul nu distinge toate resursele utilizate sau pur și simplu oferite de mediu - și de obicei așa se și deobicei așa se și întâmplă, atunci oricare din metodele folosite va da rezultate cu erori mari. De obicei, resursele sunt în cel mai bun caz indicate până la specie, sau, în cazul nevertebratelor, sub

formă de stadii de dezvoltare. Totuși, utilizatorul ar putea distinge categorii diferite de resurse în cadrul aceleiași specii, fie pe grupe de sex fie pe categorii de vârstă și sex, aspect mai dificil de surprins de către cercetători.

Metode de investigare și estimare a mărimii nișelor ecologice:

14.1.1.1. Metoda celor mai frecvent utilizate resurse

Cea mai simplă metodă de estimare a mărimii nișei este cea a numărării celor mai frecvent utilizate resurse. Pentru aceasta trebuie cunoscută în amănunt oferta de resurse a mediului iar prin examinarea modului de utilizare al acestora se stabilește numărul resurselor mai des întâlnite în cazul fiecărei specii.

Limita inferioară a procentului de utilizare pentru resursele cele mai frecvent folosite se alege arbitrar de fiecare cercetător. În practică se folosesc de regulă limite inferioare mai mari decât 5% deoarece în caz contrar numărul celor mai abundente resurse va crește foarte mult.

Metoda are un grad relativ ridicat de subiectivitate și nu ține seama de abundența resurselor. S-ar putea ca în multe cazuri, resursele cel mai frecvent utilizate să nu fie cele preferate în mod deosebit, ci cele mai abundente în mediu sau cele mai accesibile (ex. omizile de *Hypanthria cunea* acceptă ca hrănă un număr extrem de mare de plante, preferând însă specii ca dudul sau arțarul american).

14.1.1.2. Metoda Levins-Hurlbert (1968, 1978)

Pentru început, a fost propus pentru estimarea mărimii nișei ecologice studiul uniformității distribuției organismelor față de resursele oferite de mediu. Levins stabilește două relații pentru estimarea mărimii nisei:

$$B = 1 / \sum p_j^2 \quad \text{sau} \quad B = Y^2 / \sum N_j^2$$

formule în care

- **B = indicele Levins al mărimii nișei ecologice.**
- p_j = proporția în care utilizează resursa j , sau procentul din hrănă al resursei trofice j (estimată ca N_j/Y)
- N_j = numărul de indivizi ce utilizează resursa j ;
- $Y = \sum N_j$ = numărul total de indivizi din probă supusă analizei.

Indicele Levins este maximum atunci când același număr de indivizi utilizează fiecare resursă în parte (toți indivizii probei utilizează în mod egal toate resursele posibile) - deci nu există nici un fel de specializare pe nișă iar mărimea acesteia este maximă.

Minimul apare atunci când toți indivizii probei utilizează numai una din resurse - în acest caz având o specializare extremă și o maximă îngustime a nișei ecologice.

Mărimea indicelui B variază de la 1 la n , în care n reprezintă numărul de tipuri de resurse oferite de mediu de viață.

Impărțind indicele Levins la numărul de resurse oferite, acest indice poate fi standardizat pentru o scară cuprinsă între 0 și 1, mai ușor de utilizat în comparații. Utilizând de asemenea un factor de corecție, Hurlbert (1978) propune următoarea formulă:

$$B_A = B - 1 / n - 1$$

unde

- B' este indicele Levins;
- B'_A este indicele Levins standardizat;
- n numărul posibil de resurse oferite de mediu.

Indicele Levins nu oferea însă posibilitatea estimării mărimii nișei ecologice în cazul în care resursele nu sunt accesibile în același grad. De regulă, în mediul natural, unele resurse sunt foarte la îndemâna utilizatorului, sau foarte abundente, în timp ce altele sunt mult mai rare sau greu accesibile din variate motive (ex. un tip de prădă care este dotat cu mijloace de apărare deosebit de eficiente pentru un anumit tip de prădători - un bivol sălbatic pentru leu, calmar gigantic pentru cășalot). În acest mod, utilizarea resurselor trebuie ierarhizată după gradul lor de accesibilitate, aspect care se cuantifică prin estimarea abundenței proporționale a fiecarui tip de resursă. Utilizând aceasta metoda, Hurlbert propune urmatoarea relație (1978):

$$B' = 1/\sum(p_j^2/a_j)$$

unde

- B' este indicele Hurlbert al mărimii nișei,
- p_j reprezintă proporția în care exemplarele din probă utilizează resursa j
- $(\sum p_j = 1)$,
- a_j reprezintă procentul de utilizare al resursei j din totalul de resurse accesibile ($\sum a_j = 1$).

Indicele Hurlbert poate lua valori cuprinse între $1/n$ și 1; la rândul lui, el poate fi standardizat pentru o scară de valori cuprinsă între 0 și 1:

$$B'_A = B' - a_{\min} / 1 - a_{\min}$$

Unde

- B'_A este indicele Hurlbert standardizat;
- a_{\min} reprezintă cel mai mic procent de utilizare al uneia dintre ofertele de mediu.

Varianța acestui indice se poate calcula după metoda de mai jos (Smith, 1982):

$$\text{Var}(B') = \frac{4B'^4[\sum_{j=1}^n (p_j^3/a_j^3) - (1/B')^2]}{Y}$$

unde:

- B' este indicele Hurlbert (în loc de indicele Hurlbert - B' - poate fi utilizat și indicele Levins - B - al mărimii nișei);
- p_j reprezintă procentul de indivizi ce utilizează resursa j ($\sum p_j = 1$);
- a_j reprezintă procentul de utilizare al resursei j din totalul resurselor accesibile ($\sum a_j = 1$);
- Y reprezintă numărul total de exemplare din probă studiată $Y = \sum N$.

Varianța, care presupune o distribuție multinomială a probelor în cazul în care acestea sunt mari, poate fi utilizată pentru stabilirea intervalului de confidență pentru mărimea nișei în modul următor:

$$B' \pm \sqrt{var(B')}$$

ceea ce va da un interval de confidență de 95% pentru indicele Hulbert al mărimii nișei.

Atunci când estimăm mărimea nișei se cuantifica două aspecte: numărul exemplarelor și numărul de tipuri de resurse. De exemplu, o pasăre insectivoră poate avea 50 de insecte în stomac. În acest caz, pasărea va fi o probă, iar aceasta probă va fi considerată ca fiind luată la întâmplare. Dacă într-o probă vor fi mai multe pasări, se vor stabili limite de confidență. Insectele din stomacul pasării nu sunt probe independente și ele vor fi numărate pentru a cuantifica utilizarea resurselor de către pasărea în cauză.

Dacă resursele de mediu sunt extinse la toate exemplarele utilizatorului, atunci cuantificarea se face în modul următor: dacă în stomacul unui rechin se găsește un om și în stomacul unui al doilea rechin 99 de pești, atunci gradul de utilizare al resursei "om" este de 50% nu de 1 %.

Metoda Levins este cel mai des folosită dintre metodele de estimare a mărimii nișei. Deficiența acestei metode rezidă în aceea că acordă o pondere mai mare resurselor abundente și foarte abundente în detrimentul resurselor rare sau greu accesibile. Cu toate acestea, în natură cea mai mare parte a utilizatorilor recurg în mod normal tocmai la acest tip de resurse.

14.1.1.3. Indicele Berger - Parker

Este o metodă comodă și simplă, care poate fi utilizată atât în laborator cât și pe teren. Formula de calcul a acestui indice este:

$$B = N_{max} / N$$

unde

- N_{max} reprezintă numărul de indivizi ai speciei care domină în hrana;
- N este numărul total al indivizilor din hrana.

În cazul folosirii acestui indice trebuie ținut cont de gradul de accesibilitate al resurselor trofice. S-ar putea că în natură N_{max} să reprezinte specia cea mai numerosă sau cea mai ușor accesibilă și nu pe cea mai preferată de consumator/utilizator. Metoda are deci aceeași deficiență ca și indicele Levins.

14.1.1.4. Metoda Shannon-Wiener

Utilizând teoria informației și formula Shannon-Wiener se poate approxima de asemenea mărimea nișei (Colwell, Futuyma, 1971). În acest caz, indicele de mărime al nișei se poate calcula după o formula de tipul:

$$H' = - \sum p_i \log p_i$$

unde

- H' este indicele Shannon-Wiener al mărimii nișei,

- p_j reprezintă proporția de exemplare din probă care utilizează resursa j ($j = 1, 2, 3, \dots, n$)
- n fiind numărul total de resurse oferite de mediu.

Deoarece H' ia valori cuprinse între 0 și ∞ , poate fi standardizat pentru un interval 0 - 1 în modul următor:

$$J' = \frac{\text{Indicele Shannon-Wiener observat}}{\text{Valoarea maxima posibilă a indicelui}} = H' / \log n$$

unde J' este valoarea echitabilității pentru funcția Shannon-Wiener iar n numărul total de resurse.

Deficiențe: în ce privește utilizarea acestei metode există observația că ea "acordă" o pondere mai mare resurselor rare, și din acest caz de multe ori folosirea sa este evitată de specialiști. Metoda poate fi folosită cu succes doar în acele cazuri în care utilizatorul selectează cu precădere acele resurse care sunt mai greu accesibile.

14.1.1.5. Indicele Smith (1982)

Un indice asemănător celui a lui Hurlbert a fost propus de Smith, luându-se în calcul de data aceasta și gradul de accesibilitate al resurselor. Indicele Smith al mărimii nișei se calculează după o formulă de tipul:

$$FT = \sum_{j=1}^n \overline{(\sqrt{p_j a_j})}$$

unde

- FT reprezintă indicele Smith,
- p_j este procentul indivizilor ce utilizează resursa j ,
- a_j reprezintă procentul resursei j din totalul resurselor mediului - notat cu n .

Pentru probe mari, un interval de confidență de 95% pentru acest indice poate fi obținut folosind următoarele formule:

- limita inferioară a intervalului de confidență de 95% = $\sin(x - 1,96 / 2\sqrt{y})$
- limita superioară a intervalului de confidență de 95% = $\sin(x + 1,96 / 2\sqrt{y})$

unde $x = \arcsin(FT)$ și y numărul total de exemplare studiate ($y = \sum N_j$), argumentele funcțiilor trigonometrice fiind exprimate în radianți și nu în grade.

Indicele Smith ia valori cuprinse între 0 și 1. Folosirea sa este relativ simplă și are avantajul că prezintă o eroare mai mică decât indicii Levins și Hurlbert în cazul folosirii selective de resurse greu accesibile de către specia analizată.

14.1.1.6. Metoda lui Heyer (1976)

Această metodă se bazează pe analiza microhabitatelor în care se găsește o anumită specie și la numărul total de specii, referirea la resursele trofice – greu de analizat de cele mai multe ori în stare de libertate – fiind evitată. Formula de calcul este următoarea:

$$H_j = (N_s/N_t) \sum_{i=1}^t P_{ij}^2$$

unde

- H_j reprezintă mărimea nișei speciei j ;
- N_s reprezintă numărul microhabitatelor unde a fost întâlnită specia j ;
- N_t reprezintă numărul total de microhabitate din aria analizată i ;
- P_{ij} este proporția exemplarelor speciei j din aria analizată i .

Si această metodă are anumite deficiențe. Astfel, este dificil de estimat numărul de microhabitate dintr-o anumită arie, și, mai mult, numărul microhabitatelor accesibile unei anumite specii. De asemenea, metoda se bazează și pe inventarizarea speciilor din microhabitatele respective.

Eficiența metodelor de analiză a gradului de suprapunere al nișelor

Apariția unui mare număr de metode de estimare a gradului de suprapunere al nișelor ridică pe bună dreptate problema eficienței acestora. Pentru ca nu este posibilă utilizarea concomitentă a tuturor indicilor, este important de cunoscut care sunt deficiențele și avantajele fiecărei metode.

O eventuală metodă de testare a acestor indicii ar presupune utilizarea lor în cazul unor populații crescute în condiții de captivitate, și la care gradul de suprapunere al nișelor se cunoaște.

Mărimea probei analizate este un alt factor de luat în discuție, deoarece s-a constatat ca mărimea probelor afectează în mod substantial toti indicii.

De asemenea, trebuie ținut cont și de faptul ca uneori cele două specii concurente nu pot fi colectate/să se înregistreze la fel.

Tinând cont de toate aceste probleme, în urma unor analize comparative s-a ajuns la concluzia că indiciile cu cel mai redus grad de eroare în estimarea gradului de suprapunere al nișelor este indicele Morisita, urmat îndeaproape de indicele Horn.

14.2. Estimarea gradului de suprapunere al nișelor ecologice

In comunitățile naturale, de multe ori specii diferite utilizează în același timp aceleși resurse. Coabitarea lor este în acest caz condiționată de proporția în care sunt folosite aceste resurse. Dacă există o suprapunere perfectă în utilizare, cele două specii se găsesc în competiție strânsă pentru resurse și de regulă una o va elimina pe cealaltă.

Din acest motiv, este foarte importantă cunoașterea modului în care nișele ecologice se suprapun.

Cel mai ușor de cuantificat în acest caz sunt gradele de suprapunere ale nișelor trofice și ale nișelor de habitat ale diferitelor specii de animale. Pentru aceasta, au fost puse la punct mai multe metode de estimare, din care descriem mai jos pe cele mai des folosite.

Scopul inițial al studiului gradului de acoperire al nișelor (Schoener, 1974) a fost acela de a cuantifica concurența interspecifică. Totuși, acest scop nu a putut fi atins, deoarece nu întotdeauna o

suprapunere completă a nișelor se traduce prin competiție interspecifică, după cum nici lipsa oricărei suprapunerii a nișelor nu înseamnă lipsa competiției (Abrams, MacArthur, 1980). Din aceste considerente, metoda poate fi folosită deocamdată cu succes doar la descrierea asociațiilor de organisme.

14.2.1. Indicele MacArthur - Levins (1967)

Este una dintre primele metode propuse pentru determinarea gradului de suprapunere a nișelor ecologice, și se bazează pe urmatoarea formulă de calcul:

$$M_{jk} = \frac{\sum^n p_{ij}p_{ik}}{\sum p_{ij}^2}$$

unde

- M_{jk} reprezintă indicele MacArthur-Levins de suprapunere al nișelor speciilor j și k ;
- p_{ij} , p_{ik} reprezintă proporția în care resursa i este utilizată de specia j respectiv k ;
- n reprezintă numărul total de resurse oferite de mediu.

Problema apărută atunci când se calculează gradul de suprapunere pentru două specii din care una (Y) era strict specializată pe un grup de 1 - 4 resurse ale mediului, în timp ce a doua (Z) avea un spectru mult mai larg de posibilități, să spunem 1 - 50. În acest caz, pentru prima specie (M_{YZ}) gradul de suprapunere al nișei era de 100% în timp ce pentru a doua (M_{ZY}) doar de 8%.

14.2.3. Indicele Pianka

Datorită faptului că acest tip de coeficient (MacArthur – Levins) nu putea lua în calcul cazul speciilor strict specializate, metoda a fost înlocuită cu alta propusă de Pianka (1973), indicele Pianka calculându-se după o formula de tipul:

$$O_{jk} = \frac{\sum^n p_{ij}p_{ik}}{\sqrt{\sum p_{ij}^2 p_{ik}^2}}$$

unde

- O_{jk} reprezintă indicele Pianka de suprapunere a nișelor;
- p_{ij} reprezintă proporția în care resursa i este folosită de specia j (din totalul resurselor);
- p_{ik} reprezintă proporția în care resursa i este folosită de specia k ;
- n reprezintă numărul total de resurse.

Metoda folosită în acest caz este simetrică atât pentru caxul YZ cât și pentru cazul ZY.

Indicele Pianka ia valori cuprinse între 0 (nișe complet diferite pentru cele două specii) și 1 (suprapunere totală a nișelor celor două specii).

14.2.3. Indicele Renkonen sau metoda procentului de suprapunere a nișelor

Metoda a fost fundamentată de către Renkonen (1938) și îmbunătățită de alți cercetători. Este o metodă simplă și foarte ușor de utilizat, care ține cont de resursele cel mai puțin utilizate din totă oferta mediului.

Indicele Renkonen se calculează după formula:

$$P_{jk} = \left[\sum_{i=1}^n \min(p_{ij}, p_{ik}) \right] 100$$

unde

- P_{jk} reprezintă procentul de acoperire al nișelor pentru cele două specii, j și k ;
- p_{ij}, p_{ik} - proporția în care resursa i este utilizată de specia j și k ;
- n reprezintă numărul total de resurse oferite de mediu.

Unul dintre avantajele metodei de mai sus este aceea că nu este sensibilă la modul în care cercetătorul împarte resursele mediului. S-ar putea ca cercetatorul să indice resurse ale mediului pe care plantele sau animalele nu le recunosc ca atare și în consecință nu le folosesc în nici un caz. Pe de altă parte, este de asemenea posibil ca cercetătorul să pună împreună în cadrul aceleiași resurse mai multe resurse utilizate diferit de plante sau animale. Câtă vreme indicele Mac Arthur-Levins sau indicele Pianka sunt afectate în primul caz, indicele Renkonen nu este. Cea de-a două dificultate este întâlnită în toate cazurile de analiza a nișelor ecologice, fiind mult mai greu de evitat.

14.2.4. Indicele Morisita (1959)

Indicele Morisita este folosit pe scară largă în studiul diversității ecologice. S-a constatat că acest indice poate fi utilizat de asemenea și pentru estimarea gradului de acoperire a nișelor ecologice. Formula de calcul a indicelui Morisita este următoarea:

$$C = \frac{2 \sum p_{ij} p_{ik}}{\sum p_{ij} [(n_{ij} - 1)/(N_j - 1) + \sum p_{ik} [(n_{ik} - 1)/(N_k - 1)]}$$

unde

- C este indicele Morisita al gradului de acoperire a nișelor speciilor j și k ;
- p_{ij} este proporția în care resursa i este folosită de specia j , din totalul resurselor;
- p_{ik} este proporția în care resursa i este folosită de specia k , din totalul resurselor;
- n_{ij} reprezintă numărul de exemplare al speciei j care utilizează resursa i ;
- n_{ik} reprezintă numărul de exemplare al speciei k care utilizează resursa i ;
- N_j și N_k reprezintă numărul total de exemplare al speciilor j și k în probe ($\sum n_{ij} = N_j$, $\sum n_{ik} = N_k$).

Indicele Morisita prezintă inconvenientul că nu poate fi utilizat decât pentru efectivul unor populații (pentru numărul de exemplare din fiecare specie). Dacă datele se referă la biomasă sau la procente pentru fiecare specie în parte, atunci se va folosi indicele Morisita-Horn.

14.2.5. Indicele Morisita-Horn (indicele Morisita simplificat)

Horn propune în 1966 un indice Morisita simplificat, metoda oferind o serie de avantaje față de indicele Morisita clasic; acest indice, denumit Morisita-Horn sau Morisita simplificat este calculat după formula de mai jos:

$$C_H = 2 \sum p_{ij}p_{ik} / \sum p_{ij}^2 + \sum p_{ik}^2$$

unde

- C_H este indicele Morisita-Horn de acoperire a nișelor speciilor j și k ;
- p_{ij} , p_{ik} reprezintă proporția în care este utilizată resursa i de către speciile j și k din totalul resurselor mediului - n ($i = 1,2,3..n$);

Indicele Morisita-Horn apare destul de asemănător cu modificarea pe care Pianka a adus-o indicelui Mac Arthur-Levins. În ce privește utilizarea acestui indice, date experimentale au relevat ca este mai precis decât indicele Pianka sau MacArthur-Levins, deoarece aceste din urmă metode au erori standard mai mari.

14.2.6. Indicele Horn

Indicele propus de Horn (1966) pentru estimarea gradului de suprapunere a nișelor se bazează pe teoria informației și se calculează după formula de mai jos:

$$R_o = \frac{\sum (p_{ij} + p_{ik}) \log(p_{ij} + p_{ik}) - \sum p_{ij} \log p_{ij} + \sum p_{ik} \log p_{ik}}{2 \log 2}$$

unde

- R_o este indicele Horn pentru estimarea suprapunerii nișelor speciilor j și k ;
- p_{ij} reprezintă proporția în care resursa i este utilizată de către specia j din totalul de resurse oferite de mediu;
- p_{ik} reprezintă proporția în care resursa i este utilizată de către specia k ;

14.2.7. Indicele Hurlbert (1978)

Metodele de analiză a gradului de suprapunere a nișelor prezentate anterior nu țin cont de faptul că adesea în natură abundența resurselor mediului variază în timp.

Pentru a depăși acest obstacol și pentru a reduce gradul de eroare al calculelor, Hurlbert definește suprapunerea nișelor ca fiind "gradul în care frecvența de întâlnire dintre două specii este mai mică sau mai mare decât ar fi dacă fiecare specie ar utiliza fiecare resursă proporțional cu abundența acestei resurse" (Hurlbert, 1978).

Indicele propus de Hurlbert se calculează conform formulei:

$$L = \sum (p_{ij}p_{ik} / a_i)$$

unde

- L reprezintă indicele Hurlbert de suprapunere a nișelor speciilor j și k ;
- p_{ij} , p_{ik} reprezintă proporția în care este utilizată resursa i de către cele două specii din totalul resurselor mediului;
- a_i reprezintă mărimea proporțională a resursei i ($\sum a_i = 1$)

Spre deosebire de ceilalți indici ai gradului de suprapunere a nișelor, indicele Hurlbert are valoarea 0 atunci când cele două specii nu exploatează în comun nici o resursă, este egal cu 1 atunci când exploatează aceleași resurse proporțional cu abundența acestora și este mai mare ca 1 atunci când ambele specii utilizează mai intens anumite resurse și preferința celor două specii pentru resurse tinde să coincidă.

Una dintre criticele aduse acestei metode se referă la faptul că dacă la matricea de resurse se adaugă resurse pe care nici una din specii nu le folosește, valoarea indicelui Hurlbert se modifică. Totuși, această critică poate fi privită și ca un avantaj, deoarece indică care anume dintre resurse trebuie incluse în matrice și care nu, altfel spus scade gradul de subiectivitate în ceea ce privește matricea de resurse.

14.3. Analiza preferinței față de hrana

In natură, fiecare specie este pusă în față mai multor tipuri posibile de hrana. Orice animal va prefera anumite tipuri de hrana și va evita altele, pe care le va consuma doar în caz de necesitate. De exemplu, omul, ca animal omnivor, are un spectru larg de posibilități de hrăniere în natură, pus în situația de a alege între carne de vânătoare de exemplu și larvele de insecte, va omul modern va alege primul tip de hrana; cu toate că și cel de-al doilea tip de hrana este perfect comestibil, această resursă va fi utilizată doar în extremis.

Preferința față de hrana a speciilor poate fi cuantificată luându-se în calcul gradul de utilizare al unui anumit tip de hrana și gradul acestuia de accesibilitate. Astfel, se raportează numărul de exemplare dintr-o anumită specie-resursă (plantă consumată, pradă etc) din conținutul stomacal al unui consumator de ordinul I, II, III, etc. și numărul de exemplare ale aceleiași specii-resursă din mediu.

Pentru cuantificarea preferinței față de hrana trebuie ținut cont de unele aspecte. Astfel, în natură, dacă o resursă este consumată treptat, este de așteptat ca densitatea să să scadă în timp, deci va scădea și gradul ei de accesibilitate pentru utilizator. De asemenea, dacă utilizatorul va avea anumite preferințe, atunci proporția dintre diferitele resurse ale mediului se va modifica de asemenea în timp.

Cu toate acestea, multe metode de investigare pornesc de la premisa că densitatea resurselor rămâne constantă în timp. Acest inconvenient nu apare însă dacă hrana se găsește în cantități mari sau poate fi înlocuită constant într-un fel oarecare (reproducere, imigrare, înlocuirea permanentă a hranei în condiții de laborator).

Dacă se pune problema alegeriei unui anumit indice de estimare a preferințelor față de hrana trebuie să se țină cont de următoarele criterii:

- 1 - indicele utilizat să aibă valorile maxime pozitive și negative, la distanță egală de 0;
- 2 - indicele utilizat să poată include mai mult de două tipuri de resurse;
- 3 - este indicat ca valorile maxime ale indicelui utilizat să fie atinse pentru toate combinațiile posibile pentru diferitele resurse din mediu.

14.3. 1. Procentul trofic (forage ratio - Savage, 1931; Williams, Marshall, 1938)

Este una dintre primele și cele mai simple metode de estimare a preferințelor trofice. Dacă se notează cu r_i procentul unei anumite specii în dieta unui consumator și cu n_i procentul aceleiași specii din totalul de resurse, atunci procentul trofic (FR) se va calcula după o formulă de tipul:

$$FR_i = r_i / n_i$$

De exemplu, dacă se urmărește aflarea gradului de preferință pentru o anumită specie-pradă, aflată în mediu în procent de 2% iar în conținutul stomacal al unui prădător în proporție de 50%, procentul trofic pentru această specie ipotetică va fi:

$$FR_i = 50 / 2 = 25$$

Un procent trofic mai mare decât 1 arată preferință în timp ce un procent mai mic decât 1 arată lipsă acesteia.

Procentul trofic este un indice nonconcentrat, având valori cuprinse între 0 și infinit. Din acest motiv, nu este cel mai indicat indice, fiindcă nu respectă 2 din cele trei criterii enunțate anterior. De asemenea, valorile acestui indice depind de densitatea resurselor de hrănă accesibile.

14.3.2. Indicele de electivitate (Ivlev, 1961)

Pentru a suplini unele din lipsurile pe care indicele precedent le prezintă, Ivlev introduce un nou indice, de data aceasta central, denumit indice de electivitate (sau indice Ivlev). Acest indice se calculează după formula de mai jos:

$$E_i = r_i - n_i / r_i + n_i$$

unde notațiile sunt identice cu cele de la procentul trofic. Pentru exemplul anterior, indicele de electivitate este:

$$E_i = 50 - 2 / 50 + 2 = 0,92$$

În cazul acestui indice, valorile pozitive și apropiate de 1 arată preferință, în timp ce valorile dintre 0 și -1 indică evitarea resursei respective. Totuși, și acest indice este sensibil la densitatea diferitelor resurse ale mediului, chiar dacă permite investigarea unui număr sporit de resurse comparativ cu metoda procentului trofic.

14.3.3. Indicele Murdoch (1969)

Pentru cazurile în care consumatorul are de ales între două tipuri de pradă a și b, ambele preferate în egală măsură și ambele la fel de abundente în mediu, se folosește un indice ca cel propus de Murdoch, calculat după o formulă de tipul:

$$C = (r_a / r_b) (n_b / n_a)$$

unde

- C este indicele Murdoch,

- r_a, r_b reprezintă procentele în care cele două tipuri de pradă se găsesc în conținutul stomacal al consumatorului,
- n_a, n_b reprezintă procentele în care cele două tipuri de pradă se găsesc în mediu.

Acest indice poate fi folosit nu numai în cazul a două specii de pradă diferite. Frecvent se utilizează și "combinarea" tipurilor de prăzi în două categorii - de exemplu o categorie include o singură specie, să spunem specia X iar cealaltă categorie include toate celelalte tipuri de pradă (specii non-X, alte specii decât specia X).

De asemenea, indicele poate fi logaritmat, iar în acest caz apare simetric atât față de preferințele pozitive cât și față de cele negative (Jacobs, 1974).

Un alt avantaj al acestui indice este acela că densitatea resurselor nu afectează valorile sale maxime posibile.

14.3.4. Coeficienții de preferință

Dacă se analizează preferințele trofice ale unui ierbivor și ale unui carnivor se observă că apar unele diferențe. Astfel, în ambele cazuri, proporția în care diferite resurse vor fi găsite în dietă este influențată atât de preferință cât și de gradul de capturare. Pentru un ierbivor care paște, confundarea accesibilității cu preferința nu are nici o importanță, pe câtă vreme pentru un prădător această diferență este majoră.

O serie de indici ai preferinței au fost elaborați pentru situații experimentale în care rata de consum poate fi măsurată (Rapport, Turner, 1970).

Primul dintre acești coeficienți raportează hrana unui prădător când sunt accesibile n tipuri de pradă cu hrana când doar un singur tip de pradă este accesibil. În acest caz, formula de calcul este cea de mai jos:

$$x = (p_1 x_1/n) + (p_2 x_2/n) + \dots + (p_n x_n/n)$$

unde

- x este valoarea medie a hranei compuse din mai multe tipuri de pradă într-un interval de timp standard,
- x_i reprezintă valoarea medie a hranei în interval de timp standard atunci când doar specia 1 este accesibilă,
- n este numărul posibil de prăzi existente în mediu,
- p_i este coeficientul de preferință pentru specia 1.

Preferința relativă pentru perechi de două specii pradă este un al doilea tip de coeficient din această categorie, și se calculează după relația:

$$p_{12} = p_1 - p_2$$

unde notațiile sunt ca la indicele anterior.

Acet indice ia valori cuprinse între -2 și 2. Este indicată folosirea lui mai ales în experimente de laborator și mai puțin în condiții naturale.

14.3.5. Indicele Alpha a lui Manly

Cuantificarea preferinței față de pradă se poate calcula și pornind de la teoria probabilității - probabilitatea ca un prădător să-și întâlnăreasă prada și probabilitatea ca să o să captureze. Privită prin acest punct de vedere, preferința se abate de la orice capturare la întâmplare a unei prăzi oarecare din mai multe posibile; aici sunt incluși toți factorii care determină rata de întâlnire dintre prădător și pradă și rata de capturare.

În natură se întâlnesc două tipuri de situații; situația când populația pradă are o densitate constantă în mediu și situația când populația pradă are o densitate variabilă (Chesson, 1978).

a. Densitatea prăzii este constantă

Atunci când numărul de exemplare consumate de prădător din populația pradă este foarte mic raportat la total, sau când prada este înlocuită în mod constant, în condiții de laborator, indicele Alpha se calculează după formula:

$$\alpha_i = (r_i / n_i) [1 / \sum (r_j / n_j)]$$

unde

- α_i reprezintă indicele Alpha a lui Manly pentru prada de tipul i,
- r_i, r_j reprezintă ponderea speciilor pradă de tip i sau j în consumul prădătorului (i, j = 1,2,3,...m),
- n_i, n_j reprezintă ponderea speciilor prada i și j în mediu,
- m este numărul de specii pradă posibile.

Când există m tipuri de pradă în mediu, atunci

$$\sum_{i=1}^m \alpha_i = 1$$

Atunci când prădarea se face neselectiv, $\alpha_i = 1/m$. Când $\alpha_i > 1/m$ atunci specia pradă i este preferată față de altele; similar, dacă $\alpha_i < 1/m$ atunci specia i este evitată.

Indicele Alpha Manly oferă și posibilitatea excluderii unor prăzi cu valoare preferențială neglijabilă. Astfel, dacă avem de-a face cu patru specii pradă diferite, 1,2,3,4 și considerăm că specia pradă 2 are o valoare neglijabilă, noul indice α_1 se va calcula în modul următor:

$$\alpha_1 = \alpha_1 / \alpha_1 + \alpha_3 + \alpha_4$$

Pentru indicii α_3 și α_4 se va proceda în mod similar.

b. Densitatea prăzii variabilă

Dacă în timpul hrănirii este consumată o cantitate mai mare sau mai mică dintr-o resursă și aceasta nu mai poate fi înlocuită, în calcularea gradului de preferință trebuie tinut cont de modificarea densității resursei în mediu. Pentru aceasta a fost propusă o formulă de tipul celei de mai jos:

$$\alpha_i = \log p_i / \sum_{j=1}^m p_j$$

unde

- α_i reprezintă indicele Alpha a lui Manly pentru pradă de tipul i ,
- p_i , p_j reprezintă ponderea speciilor pradă de tip i sau j rămase la sfârșitul experimentului ($i, j = 1, 2, 3, \dots, m$) = e_i / n_i ,
- e_i reprezintă numărul de exemplare din specia pradă i rămase neconsumate,
- n_i reprezintă numărul inițial de prăzi tip i ,
- m este numărul de specii pradă posibile.

Acest indice oferă o bună aproximare a gradului de preferință atunci când numărul de exemplare rămase neconsumate din populația pradă și numărul de exemplare pradă consumate este mai mare de 10.

14.3.6. Rangul preferințelor față de resurse

Una dintre problemele care apar adesea în studiul preferinței față de resursele trofice este situația în care nu sunt cuprinse în matricea toate resursele posibile. Din practica ecologică se cunoaște că dacă o resursă de regulă evitată de specia studiată este introdusă în calcule, de obicei se modifică mult datele calculate pentru celelalte resurse în absența primei (vezi exemplul - Johnson, 1980). Astfel, un caz de acest tip se poate prezenta ca în tabelul următor:

Tabel 14.1 Evidențierea experimentală a modului în care prezența unei specii utilizate ca hrana poate influența comportamentul de hrănire al unui consumator

Specii consumat	% în conținutul stomacal	% în mediu	tip de pradă
e			
	cazul 1 - specia x inclusă în experiment		
x	2	60	evitată
y	43	30	preferată
z	55	10	preferată
cazul 2 - specia x neinclusă în experiment			
y	44	75	evitată
z	56	25	preferată

In prezența speciei x specia y este preferată, în timp ce în absența acesteia specia y devine evitată. In acest caz, modificarea datelor este radicală.

Căutând să se evite o astfel de situație, s-a propus utilizarea unei metode care să utilizeze rangurile preferințelor în loc de procentele acestor resurse în mediu și în regimul alimentar al unei anumite specii (Johnson 1980). In acest mod se va obține o ierarhizare a preferințelor relative ale speciei date. Metoda are avantajul că nu modifică rezultatul în mod semnificativ dacă o resursă cu rang mic de preferință este introdusă sau scoasă din calcule.

Modul de calcul al acestei metode constă în parcurgerea mai multor etape:

- determinarea rangului preferințelor față de resurse, rang ce va lua valori de la 1 la m, m fiind numărul maxim de resurse oferite de mediu;
- determinarea rangului de accesibilitate al resurselor pentru fiecare individ din populația studiată; acest rang poate fi același sau poate fi diferit pentru fiecare individ al speciei analizate;

- calcularea diferenței rangurilor pentru fiecare specie-resursă după o formulă de tipul:

$$t_i = r_i - s_i$$

unde

- t_i reprezintă preferința relativă (diferența rangurilor);
- r_i este rangul utilizării resursei i ;
- s_i reprezintă rangul accesibilității resursei i .

- se face media diferenței rangurilor pentru toți indivizii populației speciei luate în studiu și se aranjează valorile rezultate în ordine strict crescătoare, obținându-se astfel preferințele relative ale tuturor exemplarelor populației în ceea ce privește resursele trofice.

Exemplu de calcul

Stabilii preferințele relative față de mai multe tipuri de habitat ale rațelor sălbaticice. datele sunt cele din tabelul de mai jos:

Tabel 14.2. Preferințele față de habitat în cazul a două populații de rațe sălbaticice

Tipuri de habitat umede	Populația A		Populația B	
	% de folosire a unui tip de habitat (r_i)	% accesibilități (t_i)	% de folosire a unui tip de habitat (r_i)	% accesibilități (t_i)
I	0.0	0.1	0.0	0.4
II	10.7	1.2	0.0	1.4
III	4.7	2.9	21.0	3.5
IV	20.1	0.8	0.0	0.4
V	22.1	20.1	5.3	1.2
VI	0.0	1.4	10.5	4.9
VII	2.7	12.6	0.0	1.0
VIII	29.5	4.7	15.8	5.1
IX	0.0	0.0	10.5	0.7
X	2.7	0.2	36.8	1.8
XI	7.4	1.1	0.0	1.2
luciu apei	0.0	54.9	0.0	78.3
Total	99.9	100	99.9	99.9

- se acordă ranguri atât resurselor de habitat utilizate cât și gradului de accesibilitate; astfel, pentru populația A, rangul 1 va fi acordat habitatului VIII, care are cel mai mare procent de utilizare. În continuare se dau ranguri în ordine crescătoare. Procentele identice vor primi ranguri egale - ex. habitatele VII și X vor avea rangul 7.5 - iar rangul imediat următor nu se va acorda, trecându-se la rangul 9. Însă, pentru că următoarele habitate au procente egale, vor primi același rang - 10.5.

- se procedează la fel pentru celelalte coloane, obținându-se un tabel al rangurilor, ca cel de mai jos:

Tabel 14.3. Rangurile preferințelor față de habitate a celor două populații de râte din exemplul prezentat în tabelul 12.2.

Tipuri de habită tumede	Populația A		Populația B	
	r_i	t_i	r_i	t_i
I	10.5	11	9.5	12
II	4	7	9.5	6
III	6	5	2	4
IV	3	9	9.5	11
V	2	2	6	7.5
VI	10.5	6	4.5	3
VII	7.5	3	9.5	9
VIII	1	4	3	2
IX	10.5	12	4.5	10
X	7.5	10	1	5
XI	5	8	9.5	7.5
luciu apel	10.5	1	9.5	1

- se calculează diferențele între r_i și s_i pentru fiecare populație și se face media acestor valori; tabelul următor va arăta ca cel de mai jos:

Tabelul 14.4. – Media valorilor diferențelor rangurilor preferințelor celor două populații de râte

Tipuri de habită tumede	Populația A	Populația B	Media diferenței rangurilor
I	-0.5	-2.5	-1.5
II	-3	3.5	0.25
III	1	-2	-0.5
IV	-6	-1.5	-3.7
V	0	-1.5	-0.7
VI	4.5	1.5	3
VII	4.5	0.5	2.5
VIII	-3	1	-1
IX	-1.5	-5.5	-3.5
X	-2.5	-4	-3.2
XI	-3	2	-0.5
luciu apel	9.5	8.5	9

- din analiza ultimei coloane a tabelului de mai sus se poate observa că cea mai mică diferență între ranguri apare în cazul habitatului IV (-3.7) care este cel mai preferat. Diferența cea mai mare apare în cazul luciului de apă, care reprezintă habitatul cel mai evitat (9). Tipurile de habitat pot fi ierarhizate în modul următor:

Preferință \Leftarrow IV IX X I VIII V III XI II VI VI luciu apel \Rightarrow Evitare

14.3.7. Indicele Rodgers (1984)

Acest indice este folosit în situații experimentale, când o specie oarecare este urmărită în captivitate. În acest caz resursele trofice au abundență egală și nu există problema accesibilității hranei care apare în mediul natural. Animalul studiat va consuma din mai multe tipuri de pradă pe cea față de care are preferințe maxime, apoi, pe măsură ce scade densitatea acesteia - până la sfârșitul experimentului nu se vor înlocui resursele consumate - vor fi consumate tipurile de hrănă cu grad de preferință din ce în ce mai mic.

Se notează gradul de consumare al fiecărei resurse la anumite intervale de timp și rezultatele se reprezintă grafic. Vom obține un grafic cu mai multe linii, fiecare dintre acestea reprezentând gradul de utilizare al unei anumite resurse. Rodgers propune pentru cuantificarea preferințelor în acest caz metoda calculării ariilor situate sub fiecare curbă (însumând aria triunghiurilor, trapezelor, pătratelor și dreptunghiurilor rezultate din descompunerea ariei situate sub curbă) și standardizarea rezultatelor după o formulă de tipul

$$R_i = A_i / \max A_i$$

unde

- R_i reprezintă indicele Rodgers;
- A_i reprezintă aria situată sub curbă pentru resursa I_i ;
- $\max A_i$ reprezintă valoarea maximă posibilă pentru A_i .

Exemplu de calcul

Estimați gradul de preferință al iepurelui de tundră pentru trei tipuri de hrănă reprezentate de speciile *Betula glandulosa*, *Salix glauca* și *Picea glauca*. Datele sunt cele din tabelul de mai jos.

Tabelul 14.5. Gradul de preferință al iepurelui de tundră pentru trei tipuri de hrănă

Timpul (ore)	% de consumare		
	<i>Betula glandulosa</i>	<i>Salix glauca</i>	<i>Picea glauca</i>
6	0.20	0.10	0.00
12	0.45	0.25	0.05
18	0.55	0.40	0.05
24	0.90	0.55	0.10
36	1.00	0.75	0.15
48	1.00	0.85	0.20

Observând graficele obținute (vezi mai jos), constatăm că aria de sub fiecare curbă poate fi divizată într-o serie de triunghiuri, trapeze și dreptunghiuri; se va calcula aria acestor zone, iar valoarea lor cumulată pentru fiecare din cele trei tipuri de resurse va fi standardizată.

Astfel, pentru *Betula* obținem o arie de 33.3 unități (ore x procente), pentru *Salix* de 23.55 unități iar pentru *Picea* de 4.05 unități.

Cea mai mare valoare posibilă este 33.3, deci indicii Rodgers pentru preferință vor fi calculați în modul următor:

$$R_{Betula} = 33.3 / 33.3 = 1$$

$$R_{Salix} = 23.55 / 33.3 = 0.71$$

$$R_{Picea} = 4.05 / 33.3 = 0.14$$

În concluzie, iepurii preferă în primul rând mestecănușul, salcia fiind pe plan secund, în timp ce molidul este consumat abia atunci când celelalte două resurse tind să se epuizeze.

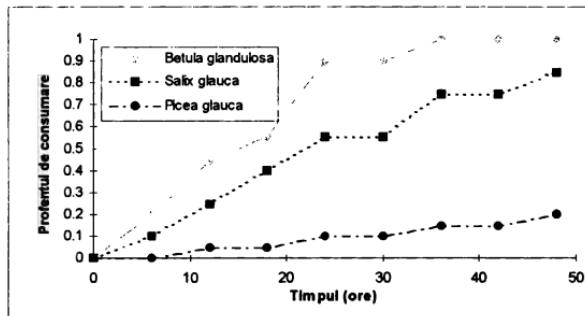


Figura 14.1. Graficul modului de utilizare a resurselor alimentare de către iepurele de tundră în condiții de captivitate.

15. TABELE DE VIAȚĂ

Este un fapt cunoscut că efectivele populațiilor naturale variază în timp în limite destul de largi, mărimea populației fiind unul din parametrii care reflectă în mod fidel fluctuațiile factorilor de mediu. Din acest punct de vedere, este importantă cunoașterea modului în care se comportă în timp exemplarele unei populații începând cu nașterea și terminând cu moartea. Studiul unei generații de indivizi, de la naștere și până la moartea ultimului reprezentant poate fi efectuat cu ajutorul acestor tabele de viață.

Tabelele de viață au fost concepute și utilizate mai întâi de specialiștii în domeniul asigurărilor sociale, societățile de asigurări fiind direct interesate să cunoască speranța de viață a unor categorii sociale diferite. Ulterior, acest instrument a fost preluat și de ecologi și a fost folosit cu succes în studierea populațiilor de plante și animale.

Un tabel de viață poate fi realizat fie în bloc, pentru tot efectivul unei populații, fie pe sexe (sau eventual pe stadii de dezvoltare). De multe ori, tabelele de viață se referă doar la femeile din cauza faptului că fecunditatea masculilor și modul în care aceștia participă nemijlocit la creșterea cantitativă a populației este mult mai dificil de surprins în cifre.

Tabelul de viață cuprinde o serie de coloane în care sunt trecuți o serie de parametri care caracterizează populația – natalitatea, mortalitatea, durata de supraviețuire, etc – parametri calculați pe baza cunoașterii efectivelor pentru fiecare grupă de vârstă.

Pentru a alcătui un tabel de viață trebuie urmăriți toți indivizii de vârstă egală a unei populații (toată generația). La intervale de timp egale vor fi efectuate recensămintele și datele succesive vor fi consemnate; generația respectivă va fi urmărită până la moartea ultimului său reprezentant, moment în care considerăm încheiat tabelul de viață. Reprezentarea grafică a diferenților parametri dintr-un tabel de viață constituie așa-numitele curbe de supraviețuire.

Un tabel de viață se prezintă ca cel de mai jos:

Tabel 15.1. Modul de completare a unui tabel de viață

Grupa de vârstă	n_x	l_x	d_x	q_x	L_x	T_x	e_x	$\log n_x$	$\log (1000 l_x)$	$\log T_x$

În tabel, cu x se notează intervalul de vârstă în diferite unități de timp, alese în funcție de specie; uneori, tabelul mai poate conține și o coloană notată cu x' , care reprezintă vârsta la începutul intervalului ca deviație procentuală de la durata medie de viață.

Notarea coloanelor tabelului are semnificațiile următoare:

- n_x reprezintă numărul de supraviețuitori la începutul intervalului de vârstă x ;

- l_x este coloana în care se trece numărul de indivizi care supraviețuiesc la începutul intervalului de vîrstă x ; se calculează după formula:

$$l_x = n_{x-1} / n_x$$

Uneori, această coloană poate înlocui coloana n_x , reprezentând coloana supraviețuirii. De obicei este standardizată pentru 1000 de indivizi care formează o generație.

- d_x reprezintă coloana mortalității, înregistrând numărul de indivizi care mor în fiecare interval de vîrstă din grupa inițială. Se calculează în modul următor:

$$d_x = n_x - n_{x+1} \text{ sau } d_x = l_x - l_{x+1}$$

- q_x reprezintă coloana ratei mortalității, înregistrând rata mortalității pentru fiecare interval de vîrstă. Adesea se folosește valoarea 1000 q_x , respectiv mortalitatea raportată la 1000 de indivizi. Se calculează după formula:

$$q_x = d_x / n_x$$

- L_x este coloana în care se înregistrează numărul de indivizi în viață, în medie, în timpul unui interval de vîrstă. Coloana aceasta mai este cunoscută și ca structură de vîrstă a tabelului de viață sau distribuția staționară pe clase de vîrstă, deoarece se realizează atunci când mărimea populației ar rămâne constantă. Valorile lui L_x se calculează în modul următor:

$$L_x = (n_x + n_{x-1}) / 2$$

- T_x reprezintă numărul mediu de indivizi raportat la unitățile de timp parcuse de membrii generației:

$$T_x = L_x + L_{x-1} + L_{x-2} + \dots + L_1$$

- e_x reprezintă coloana speranței medie de viață pentru indivizii aflați în viață la începutul unui interval de vîrstă. Acest parametru ne indică de fapt cât timp ar mai putea trăi un exemplar de anumită vîrstă din populația supusă analizei; se calculează după cum urmează:

$$e_x = T_x / n_x$$

Alături de aceste coloane se pot introduce coloane suplimentare cu expresiile logaritmice ale n_x , e_x , etc, pentru o mai eficientă reprezentare a datelor.

In tabelele de viață mai pot apărea și alți parametri (Botnariuc, Vădineanu, 1982):

m_x – rata natalității specifică fiecărei vîrste, reprezentând numărul de femele introduce în populație raportate la femeile de vîrstă x (pentru speciile cu sexe separate) sau numărul de indivizi de vîrstă x (pentru populațiile speciilor hermafroditice care se reproduc asexuat).

R_0 este rata netă de reproducere a populației (de câte ori se poate multiplica mărimea unei populații în decursul unei generații dacă se mențin constante condițiile de mediu și de hrana); această valoare mai poate fi denumită și rata de multiplicare a unei generații;

G reprezentând extinderea medie în timp a unei generații, sau durata generației; r_m reprezentând rata intrinsecă și instantaneă de creștere a populației.

Datele înscrise în tabelul de viață se reprezintă grafic iar analiza lor poate oferi date importante despre modul în care se dezvoltă populația în timp. Pe baza acestor tabele au fost stabilite curbele teoretice de supraviețuire pentru diferite tipuri de organisme.

Exemplu de calcul

Spre exemplificarea modului de utilizare a tabelelor de viață prezentăm un caz devenit clasic, cel al studierii interrelației prădă-prădător dintre un crustaceu ciriped și un gasteropod prădător din zona intermareică a coastei de vest a SUA (după Connell, 1970):

Tabel 15.2. Tabelul de viață al ciripedului *Balanus glandula* de la nivelul superior al țărmului de la Pile Point, San Juan Island, Washington (după Connell, 1970)

Grupa de vârstă x (în ani)	n _x	l _x	d _x	q _x	L _x	T _x	e _x	log n _x	Log (1000 l _x)	Log T _x
0	142	1	80	0.563	102	224	1.58	2.15	3	2.354
1	62	0.437	28	0.452	48	122	1.97	1.79	2.64	2.086
2	34	0.239	14	0.412	27	74	2.18	1.53	2.38	1.869
3	20	0.141	(4.5)	0.225	17.75	47	2.35	1.30	2.15	1.672
4	(15.5)	0.109	(4.5)	0.290	13.25	29.25	1.89	1.19	2.04	1.466
5	11	0.077	(4.5)	0.409	8.75	16	1.45	1.04	1.89	1.204
6	(6.5)	0.046	(4.5)	0.692	4.25	7.25	1.12	0.21	1.86	0.860
7	2	0.014	0	0	2	3	1.5	0.30	1.15	0.477
8	2	0.014	2	1	1	1	0.5	0.30	1.15	0
9	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-

Datele brute au fost înregistrate anual, începând din 1959, pe o porțiune de stâncă unde accesul gasteropodului prădător a fost exclus artificial. În anii în care nu au fost prelevate date, acestea au fost înlocuite cu media datelor din anii anterior și ulterior. Astfel de date apar totdeauna fracționat și în tabel sunt trecute în paranteze.

Datele cu care tabelul a fost completat au fost calculate după formulele prezentate anterior. Astfel, pentru prima grupă de vârstă avem:

$$l_{x0} = n_{x1} / n_{x0} = 62/142 = 0,437$$

$$d_{x0} = n_{x0} - n_{x1} = 142 - 62 = 80$$

$$q_{x0} = d_{x0} / n_{x0} = 80 / 142 = 0,563$$

$$L_{x0} = (n_{x0} + n_{x1}) / 2 = (142 + 80) / 2 = (142 + 62) / 2 = 102$$

$$T_{x0} = L_{x0} + L_{x1} + L_{x2} + L_{x3} + L_{x4} + L_{x5} + L_{x6} + L_{x7} + L_{x8} + L_{x9} =$$

$$= 102 + 48 + 27 + 17.75 + 13.25 + 8.75 + 4.25 + 2 + 1 = 224$$

$$e_{x0} = T_{x0} / n_{x0} = 224 / 142 = 1,58$$

În mod similar se calculează datele și pentru celelalte grupe de vârstă.

Ulterior, datele se pot reprezenta grafic pentru o mai bună vizualizare a fenomenelor biologice. Astfel, dacă se reprezintă grafic datele mortalității în populația de *Balanus glandula* și datele ratei acesteia (Fig. 14.1 și 14.2) se observă foarte clar că avem de-a face cu o populație la care cele mai mari pierderi de exemplare din cauze naturale au loc în primii ani de viață, pentru ca ulterior mortalitatea să scadă.

In ce privește rata mortalității însă, la început are valori moderate pentru a atinge valorile maxime la sfârșitul vieții populației luată ca întreg.

Figura 14.1 - Graficul mortalitatii (dx) la populația de *Balanus glandula*

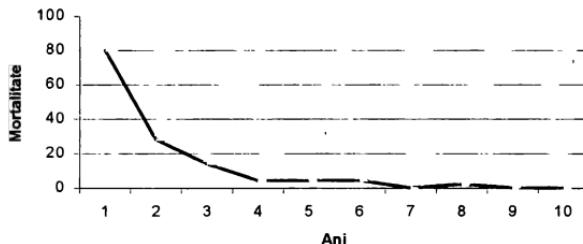
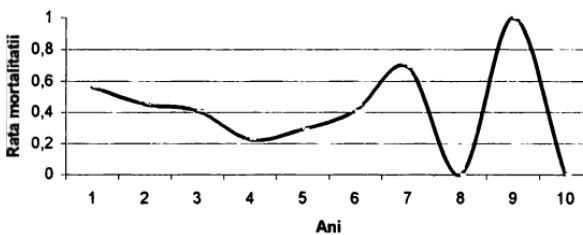


Figura 14.2 - Graficul ratei mortalitatii (qx) la populația de *Balanus glandula*



Exerciții

1. Alcătuiți tabelul de viață al unei populații de ierburi perene din specia *Poa annua* și analizați indicii obținuți din prelucrarea datelor din tabelul de mai jos (după Purves, Orians, din Krebs).

Tabelul 14.3. Tabel de viață pentru o populație de *Poa annua*.

Grupa de vârstă x (în luni)	0	3	6	9	12	15	18	21	24
Nr. exemplare	843	722	527	316	144	54	15	3	0

2. Alcătuiți tabelul de viață pentru o populație de *Propsilocerus danubialis* (Diptera, Nematocera: Chironomidae) din ghioul Roșu (Delta Dunării) (după Botnariuc, Vădineanu, 1980)

Tabelul 14.4. Tabel de viață pentru o populație de *Propsilocerus danubialis* (Diptera, Nematocera: Chironomidae)

Grupa de vârstă x	1	2	3	4	5	6	7	8
Nr. exemplare	1000	540	330	59	50	12	11	7

16. BIORITMURI

Orice organism viu, unicelular sau pluricelular, prezintă o serie de variații ciclice ale diverselor activități metabolice, fiziologice, biologice în general. În urma observațiilor, s-a constatat că activitățile biologice nu au loc în mod liniar ci mai degrada discontinuu, faze de înaltă activitate alternând cu faze de activitate lentă, totul desfășurându-se la intervale de timp bine determinate.

Fenomenul general, de repetare a unor procese la intervale egale de timp, poartă numele de *ritm*.

Dacă ne referim la activitatea organismelor vii avem de-a face cu *bioritmuri*.

În legătură cu bioritmurile, s-a dezvoltat o adevărată ramură a biologiei - *cronobiologia* - cu aplicații atât științifice cât și practice - în domeniile medical, sportiv, în transporturi, și.a.

Priveți la început cu scepticism sau ca o curiozitate, bioritmurile au devenit cu timpul un domeniu de studiu pentru o gamă largă de specialiști.

Definirea bioritmului poate fi făcută în mai multe moduri. Una dintre cele mai răspândite opinii consideră bioritmurile ca reprezentând *desfășurarea în timp a oricărui proces sau fenomen biologic, care se repetă în însușirile sale calitative și cantitative la intervale de timp aproximativ egale* (Lungu, 1968).

Pentru ca desfășurarea ritmică a proceselor biologice se întâlnește la nivelul tuturor treptelor de organizare ale materiei vii, se consideră că ritmicitatea este un principiu fundamental al viului, actionat de așa-numitul "ceas biologic" sau "ceas intern" pe care-l definește orice organism viu. Bineînțeles, este vorba de procese care nu se află sub controlul centrilor nervoși ce organizează activitățile organismului în raport cu mediul extern, ci de procese aflate sub controlul centrilor nervoși vegetativi. Excepție de la aceasta fac unele fenomene de tip paranormal.

Numerose experiențe au dovedit ca toate viețuitoarele dispun de sisteme oscilatorii complexe, cu rol de ceas pentru măsurarea timpului. Se consideră că bioritmurile au apărut ca urmare a acțiunii repeatate a factorilor externi asupra organismelor în cursul timpului, fapt ce a obligat aceste organisme să-și dezvolte unele mecanisme care să le permită o înregistrare exactă a surgerii timpului, iar astfel organismul putea răspunde în mod optim unui anumit stimул extern. În ceea ce privește cauzalitatea bioritmurilor, opiniiile au fost la început împărțite. Unii cercetători considerau astfel că bioritmurile ar fi *oscilații autoîntreținute* cu frecvență proprie, persistență mare și inflexibilitate. O a două opinie considera bioritmurile ca reprezentând un rezultat al *interacțiunii continue dintre organism și mediu*.

Concepția modernă îmbină aceste două opinii clasice, bioritmurile fiind privite la ora actuală drept capacitatea adaptativă a organismului la condițiile mediului extern, reglând funcțiile interne la varietatea influențelor cu caracter periodic din natură. În cadrul bioritmurilor se disting două componente: o componentă *ereditată* și o componentă *dobândită* în decursul vieții.

Existența componentei ereditare este dovedită de prezența unor activități ciclice încă din primele zile de viață (ritmul cardiac, diferențele procese metabolice, etc.). Componenta dobândită apare după un anumit timp, organismul "învățând" și "răspunzând" în mod adecvat factorilor de mediu (declanșarea reflexelor alimentare, a somnului, etc.). Aceasta componentă dobândită se completează cu cea ereditară, rezultatul fiind apariția bioritmului ca întreg.

16.1. Reprezentarea bioritmurilor

Bioritmurile pot fi reprezentate fie sub formă de oscilații armonice, fie sub forma de oscilații de relaxare.

- oscilațiile armonice se reprezintă sub forma de sinusoide caracterizate prin amplitudine, perioadă, frecvență și fază.

- oscilațiile de relaxare se caracterizează printr-o creștere mai mult sau mai puțin lenta a amplitudinii și frecvenței, urmată de o descărcare bruscă. Din punct de vedere fiziologic, aceste oscilații par a corespunde unor acumulații de energie urmate de o consumare rapidă a acestora.

Bioritmurile pot fi clasificate în mai multe moduri, după mai multe criterii:

- după grupa de organisme - bioritmuri vegetale, animale, bacteriene, și.a.

- după criterii morfofunctionale: bioritmuri celulare, tisulare, ale organelor, ale organismului în ansamblu.

- după frecvență, bioritmurile se împart în:

a. bioritmuri cu frecvențe înalte, ce se produc la intervale de timp de ordinul minutelor sau secundelor, categorie în care intră contracțiile cardiaice, transmisarea influxurilor nervoase, și.a.

b. bioritmuri cu frecvență mijlocie; în aceasta categorie intră bioritmurile circadiene și nictemereale cu perioada de aproximativ 24 de ore. Aceste tipuri de ritmuri afectează organismul ca întreg.

c. bioritmuri cu frecvențe joase și perioade lungi, în general variind între 7 și 365 de zile, sau având loc la un număr oarecare de ani - bioritmuri multianuale.

Ca exemple de bioritmuri cu perioade lungi se pot cita: bioritmul multiplicării celulare de 7 zile, evidențiat foarte ușor în cazul refacerii unor țesuturi lezate; bioritmul anual ce cuprinde variații sezoniere ale numeroaselor funcții interne și externe ale organismului, atât la om cât și la animale (de ex. activitatea cardiaca este maxima în timpul verii și minima în timpul iernii); bioritmuri multianuale - cuprind manifestări cu caracter periodic, ce se întind pe 4 - 9 - 11 ani. Astfel de bioritmuri s-au pus de asemenea în evidență atât la om cât și la animale (dinamica ratei natalității de exemplu).

16.2. Modele pentru construirea bioritmogramelor la animale

Bioritmurile pot fi evidențiate foarte ușor la animale, luându-se în observație o serie de caracteristici care prezintă modificări periodice. De regulă, se folosesc animale de laborator sau animale ținute în condiții de captivitate, care pot fi urmărite nemijlocit. Astfel, se aleg eșantioane de un anumit număr de exemplare, iar observațiile se fac la intervale de timp egale pe tot parcursul unei anumite perioade de timp.

Observațiile se pot face în două moduri, folosindu-se eșantioane de tip longitudinal și eșantioane de tip transversal.

Eșantioanele de tip longitudinal presupun efectuarea observațiilor asupra unui singur exemplar din lotul supus analizei (sau înregistrarea individuală a datelor).

Eșantioanele de tip transversal sunt reprezentate de grupe de exemplare, înregistrările făcându-se pentru fiecare individ la anumite intervale de timp.

Datele obținute se trec în tabele și se pot face comparații cu cazuri patologice. Astfel de observații se realizează în mod curent în fiziologie sau în cazul în care se urmărește acțiunea unei substanțe toxice asupra organismelor. Fenomenele cercetate se reprezintă grafic, rezultând curbe care se compară ulterior cu cazul normal.

Exerciții: Construjiți bioritmogramele circadiene modificate sub acțiunea pesticidului Dinosab, privind variația numărului de hematii și leucocite la șobolani de laborator (Simionescu, 1984).

Tabel 16.1. - Variația numărului de hematii la șobolani intoxicați cu Dinosab (M – media).

Nr	Ora 6		Ora 12		Ora 15		Ora 18		Ora 21	
	Martor	Dinosab								
1	7650	8000	5980	6130	6480	5250	-	8440	5300	6080
2	8270	4810	6110	4680	-	6040	5010	4960	7630	4840
3	5900	9330	5360	-	7680	6180	6330	5090	4720	6030
4	6400	5600	5660	-	5370	5410	-	5660	7710	-
5	5120	6980	-	-	6990	5050	7260	4350	6280	5410
6	6170	7560	5950	-	-	-	5140	-	6380	5510
7	8040	8230	6070	4960	-	9290	6510	-	6710	5360
8	6740	8090	6290	5730	6900	9050	6200	6660	-	5830
9	6980	9160	7120	5100	6700	6870	6100	-	6770	6920
10	8000	6840	6080	7210	5610	6850	6470	7240	-	7940
M										

Tabel 16.2. - Variația numărului de leucocite la șobolani intoxicați cu Dinosab (M - media).

Nr.	Ora 6		Ora 12		Ora 15		Ora 18		Ora 21	
	Martor	Dinosab								
1	5100	5000	6000	3200	-	3200	5000	5000	4800	4000
2	5000	6000	5100	4000	5100	4300	4900	4000	4500	3200
3	5800	5100	5300	5000	4500	5000	5000	4100	5200	3300
4	5700	5800	4500	5000	4400	4000	4000	4400	4100	3000
5	4800	4000	4600	4300	4300	4300	4100	3000	5000	4000
6	5500	3900	4800	5000	5300	4100	5000	3200	4300	3000
7	4300	5200	4200	4100	5000	5000	4100	4000	4000	4000
8	4400	5100	4900	4000	5100	4300	4800	3100	4700	3000
9	4100	4100	4200	4100	5000	3200	4100	-	4200	4000
10	4300	3600	6000	3500	5200	3500	6000	-	5800	4000
M										

16.3. Bioritmul uman

Studiile privind bioritmurile umane au demarat la începutul acestui secol, fiind efectuate de cercetători ce au acționat cel mai adesea independent. Printre pionierii acestei ramuri a biologiei merita menționată dr. Herman Swoboda - profesor de psihologie la Universitatea din Viena și dr. Wilhelm Fliess, medic berlinez. Swoboda este cel care a descris pe baza observațiilor personale primele două bioritmuri - de 23 și respectiv de 28 de zile, punându-le în legătură cu sexul (respectiv ciclul de 23 de zile ar reprezenta o insușire preponderent masculină iar ciclul de 28 de zile una preponderent feminină). Fliess, pe de altă parte, era în legătură și cu Sigmund Freud, care a acordat girul său tezelor legate de studiul incipient al bioritmurilor. Un alt nume ce merită a fi amintit în legătură cu studiul bioritmurilor este cel al lui Alfred Teltscher, din Innsbruck. El este cel care a descoperit și descris pe baza unor studii efectuate pe grupe de studenți bioritmul intelectual de 33 de zile.

Ulterior, cercetările au fost preluate și continuat de o întreagă pleiadă de cercetători din Germania, Elveția, Austria, SUA, urmărindu-se nu numai aspectele de interes pur științific ci și cele cu aplicabilitate practică în cele mai variate domenii de activitate.

Bioritmurile umane sunt de tipul oscilațiilor armonice și sunt înscrise grafic sub formă de sinusoide, cu o fază ascendentă pozitivă și una descendenta negativă. În total au fost descrise trei ritmuri care se împletește, alcătuind împreună ceea ce denumim în mod curent bioritmul uman.

16.3.1. Bioritmul fizic

Are o perioadă de 23 de zile și se reprezintă grafic cu culoarea roșie. Are două subperioade egale, una pozitivă și alta negativă, ambele de 11,5 zile. Acest bioritm a fost descris primul, și se referă la aspectele energetice - forță fizică, rezistența la efort, viteza de deplasare. În punctul cel mai înalt al fazei pozitive, individul se găsește în cea mai bună condiție fizică, fiind capabil de eforturi îndelungate și susținute. În punctul maxim al fazei negative, din contră, se instalează o oboseală naturală, iar organismul obosește relativ repede.

16.3.2. Bioritmul psihic (emoțional)

Perioada acestui bioritm este de 28 de zile, reprezentându-se cu culoare verde. Descriș al doilea, se apreciază că acest bioritm este legat de activitatea afectivă. În fază pozitivă, sensibilitatea, imaginația, entuziasmul sunt în plină expansiune, ceea ce asigură o plenitudine a facultăților de creație. Din contră, în fază negativă, omul devine vulnerabil în plan psihic, fără chef, deprimat sau ușor deprimabil. Dacă această fază coincide cu perioada trăirii unei tragedii din viața personală, persoanele cu psihic labil pot ajunge ușor la sinucidere.

16.3.3. Bioritmul intelectual

Are o perioadă de 33 de zile, fiind reprezentat grafic cu culoarea albastră. A fost descris ultimul, și dacă se consideră că bioritmul fizic este o caracteristică masculină iar cel psihic una feminină cu sediul în glanda tiroidă, "sediul" acestui ritm ar fi după unii specialiști situat în celulele cortexului. În fază pozitivă a ritmului, capacitatea intelectuală este mărită în sensul că omul poate gândi mai clar, conexiunile între diferențele cunoștințe se fac mai ușor, procesul de asimilare al datelor este mai rapid; deasemenea, este activă ceea ce se numește "gândire creatoare". Faza negativă a ritmului se caracterizează prin capacitate de gândire mai redusă, memorarea cu dificultate a noțiunilor noi, oboseală nervoasă. Astfel, pentru acumulare de noi cunoștințe în această fază, materialul trebuie parcurs de mai multe ori comparativ cu situația similară din timpul fazei pozitive.

16.3.4. Zilele critice

Zilele critice sunt acele zile în care sinusoidele bioritmurilor tăie axa orizontală, trecând printr-o fază de "0". Aceste perioade sunt considerate de specialiști ca fiind unele de "comutare", în care au loc o serie de modificări interne rapide, iar organismul răspunde din aceasta cauză cu greutate la solicitările impuse de acțiunea diferenților factori de mediu. Astfel, atenția este slabă, la fel și posibilitatea de concentrare, iar din aceste motive omul este predispus la accidente. S-a constatat că circa 60 - 70 % din accidentele de munca au loc în zile critice; la fel, procentul este destul de asemănător și în cazul accidentelor de circulație. În domeniul medical, s-a constatat că zilele critice se caracterizează printr-o frecvență crescută a unor disfuncții, cum este de exemplu cazul infarcturilor miocardice.

Zilele critice se pot împărtăși în zile simplu, dublu sau triplu critice, după cum una, două sau trei sinusoide intersectează axa în aceeași zi.

16.3.5. Coeficientul bioritmic global (CGB)

Bioritmul uman este în concluzie rezultanta celor trei ritmuri individuale - fizic, emotional și intelectual, în fiecare zi rezultând din combinarea acestora o altă valență adaptativă a organismului față de factorii de mediu.

Calitativ, se poate aprecia bioritmul pentru fiecare interval de timp. Din punct de vedere cantitativ însă, lucrurile nu sunt tot atât de clare, astfel de fenomene fiind greu de cuantificat.

Privind bioritmul uman din alt punct de vedere, diferențele activității ale organismului îl solicită în mod diferit: o activitate fizică intensă solicită altfel organismul decât una pur intelectuală, după cum există și tipuri de activități care solicită organismul în mod egal în ceea ce privește cele trei ritmuri biologice. În acest sens, o anumită combinație poate fi avantajoasă sau nu în funcție de tipul de activitate. De exemplu, pentru un sportiv de performanță, cea mai importantă componentă a bioritmului va fi cea fizică, în timp ce componenta intelectuală va avea o importanță scăzută. Din contrar, lucrurile se petrec exact invers pentru un artist sau intelectual care nu depune de loc muncă fizică brută. Pe de alta parte, un pilot de supersonic va solicita în același mod toate cele trei componente ale bioritmului, la fel ca un chirurg în timpul operației sau un pilot de curse.

Pentru a putea fi cuantificată capacitatea globală a organismului de a răspunde factorilor de mediu să se introduc noțiunile de *coeficient fizic, emotional și intelectual*.

Incepând cu prima zi a fiecărui ciclu, au loc procese de acumulare de potențial biologic, procese ce ating maximul la mijlocul semiperioadei. După aceea, urmează o perioadă de descărcare, care se termină în momentul în care graficul intersectează axa, la mijlocul perioadei ritmului respectiv. În cursul semiperioadei negative, procesele se desfășoară identic - existând o fază de acumulare și una de descărcare - dar amplitudinea proceselor este mai mică în comparație cu semiperioada pozitivă.

Pentru fiecare zi a ciclului, aportul de potențial va fi egal cu:

$$100 \% / (n/4)$$

unde n reprezintă numărul de zile al ciclului.

Astfel, coeficientul bioritmic pentru fiecare zi a perioadei de acumulare a fazei pozitive se calculează în modul următor:

$$CF = 100 \% / 5,75 = 17,4 \%$$

$$CE = 100 \% / 7 = 14,28 \%$$

$$CI = 100 \% / 8,25 = 12,12 \%$$

Pentru perioada de descărcare a fazei pozitive, formula de calcul a coeficienților fizic, emoțional și intelectual se modifică astfel:

$$CF = 200 \% - (17,4 \% \times N)$$

$$CE = 200 \% - (14,28 \% \times N)$$

$$CI = 200 \% - (12,12 \% \times N)$$

unde N reprezintă numărul de zile de la începutul ciclului.

Pentru semiperioada negativă, formulele de calcul sunt identice, dar pentru că se consideră că procesele au o altă amplitudine, din rezultat se extrage radicalul.

Coeficientul bioritmic egal - CGB - se calculează ca o sumă a celor trei coeficienți individuali, iar rezultatul se împarte la trei:

$$CBG = (CF + CE + CI) / 3$$

Media ponderată. Atunci când se apreciază activități de natură diferită, se poate face o medie ponderată a coeficientului bioritmic global. Astfel, pentru o activitate de tip fizic, ponderea cea mai mare o va avea componenta fizică a bioritmului, componenta emoțională va avea o valoare mai mică, iar cea intelectuală nu va influența prea mult activitatea. În această ordine de idei, se va putea calcula media ponderată a coeficientului bioritmic înmulțind coeficientul fizic cu 3, pe cel emoțional cu 2 și pe cel intelectual cu 1 iar rezultatul se va împărtăși la trei.

Tabel 16.3. Valoarea coeficientilor bioritmici pentru coeficientul bioritmic global și a coeficientilor de compatibilitate bioritmică.

Zile diferență	Valoarea coeficientilor bioritmici pentru coeficientul bioritmic global (CBG)			Valoarea coeficientilor de compatibilitate bioritmică		
	Coeficient fizic (%)	Coeficient emotiv (%)	Coeficient intelectual (%)	Coeficient fizic (%)	Coeficient emotiv (%)	Coeficient intelectual (%)
0	0	0	0	100	100	100
1.	14.7	14.3	12.1	91.3	93	94
2.	38.8	28.6	24.2	82.6	85.7	87.9
3.	52.2	42.8	36.4	73.9	78.6	81.8
4.	69.6	57.1	48.5	65.2	71.5	75.8
5.	87	71.4	60.6	56.5	64.3	69.7
6.	95.6	85.7	72.7	47.8	57.2	63.6
7.	78.2	100	84.8	39.1	50	57.6
8.	60.8	85.7	97	30.4	42.9	51.5
9.	43.4	71.4	91	21.7	35.8	45.5
10.	26	57.1	78.8	13	28.6	39.4
11.	8.7	24.8	66.7	4.3	21.5	33.3
12.	3	28.6	54.6	4.3	14.4	27.3
13.	5.1	14.3	42.4	13	7.2	21.2
14.	6.6	0	30.3	21.7	0	15.5
15.	7.8	3.8	18.2	30.4	7.2	9.1
16.	8.8	5.3	6.1	39.1	14.4	3
17.	9.8	6.5	2.5	47.8	21.5	3
18.	9.3	7.6	4.3	56.5	28.7	9.1
19.	8.3	8.5	5.5	65.2	35.8	15.2
20.	7.2	9.3	6.5	73.9	42.9	21.2
21.	5.9	10	7.4	82.6	50	27.3
22.	4.2	9.3	8.2	91.3	57.2	33.3
23.		8.5	8.9		64.4	39.4
24.		7.6	9.5		71.5	45.5
25.		6.5	9.8		78.6	51.5
26.		5.3	9.2		85.8	57.6
27.		3.8	8.5		92.9	63.6
28.			7.8			69.7
29.			7			75.8
30.			6			81.8
31.			4.9			87.9
32.			3.5			93.9

B I B L I O G R A F I E

Barnard C., Gilbert F., McGregor P., 1993 - Asking questions in Biology, Longman Sci. and Techn., Harlow, England

Batten L.A. 1976 - Bird communities of some Killarney woodlands. *Proc. Roy. Irish. Acad.* 76: 285-313.

Berger W.H., Parker F.L., 1970 - Diversity of planktonic Foraminifera in deep sea sediments, *Science*, 168, 1345-7.

Bloom s.a., 1981 - Similarity Indices in Community Studies: Potential Pitfalls. *Mar. Ecol. Progr. Ser.* 5: 125-128.

Botnariuc N., Neacsu P., Vădineanu A., 1978 - Caiet de lucrări practice de ecologie generală (I). Tipogr. Univ. Bucureşti.

Botnariuc N., Vădineanu A., 1982 - Ecologie, Ed. Didactică și Pedagogică, Bucureşti.

Botnariuc N., 1999 - Evoluția sistemelor biologice supraindividuale, Ed. Universității București: 216 pp.

Boudouresque Ch.-Fr., 1971 - Methodes d'étude qualitative et quantitative du benthos (en particulier du phytobenthos), *Tethys*, 3(1): 79-104.

Brillouin L., 1960 - Science and information theory, 2nd Edition, Academic Press, New York.

Cabioch L., 1979 - Caractères de la dissemblance entre peuplements en écologie marine benthique. Présentation d'une nouvelle métrique qualitative: la distance polaire. *C.s. hebd. Seanc. Acad. Sci. Paris*

Cabioch L., Dauvin J.C., Bermudez Nora, Rodriguez Babio C., 1980 - Effets de la marée noire de l'Amoco Cadiz sur le benthos sublittoral du nord de la Bretagne, *Helgolander Meersunters*, 33: 192-208.

Codreanu R. (sub red.) 1978 - Probleme de ecologie terestră, Ed. Academiei, Bucureşti.

Connell J.H., 1970 - A predator-prey system in the marine intertidal region. I. *Balanus glandula* and overall predator species of *Thais*, in *Ecol. Monogr.* 40: 49-48.

Czekanowski J., 1913 - Zarys metod statystycznyk, Warsaw.

Dragomirescu L., 1998 - Biostatistică pentru începători, Ed. Constelații, Bucureşti.

Elliott J.M., 1971 - Some methods for the Statistical Analysis of samples of benthic invertebrates. Freshwater Biology Association, Scient. Publ. Nr. 25, Titus Wilson & Sons LTD, Kendall, 148 pp.

Fager E.W., 1957 - Determination and analysis of recurrent groups. *Ecology* 38: 580-595.

Fager E.W., Longhurst A.R., 1968 - Recurrent groups analysis of species assemblages of demersal fish in the Gulf of Guinea. *J. Fish. Res. Bd. Canada* 25: 1405-1421.

Fager F.W., McGowan J.A., 1963 - Zooplankton species groups in the North Pacific, *Science*, 140: 453-460.

Gruia L. 1980 - Un nouvel indice écologique de similarité, *Hidrobiologia*, T.16: 19-26, Bucureşti.

Halffter G., 1998 - A strategy for measuring landscape biodiversity, *Biology International* 36: 17.

Hulling N.C., Gray J.S., 1971 – A manual for the study of meiofauna. Smithsonian Contribution to Zoology, Nr. 78, Smithsonian Institution Press, Washington: 83 pp.

Jaccard P., 1908 – Nouvelles recherches sur la distribution florale. *Bull. Soc. Vaud. Sci. nat.* 44: 223-270.

Koch L.F., 1957 – Index of biotal dispersity. *Ecology* 38: 165-202.

Krebs C.J., 1972 – Ecology: The experimental analysis of distribution and abundance. Harper International Pbl., New York.

Krebs C.J., 1989 – Ecological Methodology, Harper Collins Pbl. New York.

Kuleznycki S., 1928 – Die Pflanzenassoziationen der Pieninen. *Bull. Ent. Acad. Pol. Sci. Lett. B. Suppl.* 2: 57-203.

Lehrer A.Z., Lehrer Maria, 1990 – Cartografirea faunei și florei României (coordonate arealografice) Ed. Ceres, București, 290 pp.

Lewis T., Taylor L.R., 1976 – Introduction in Experimental Ecology – a guide to fieldwork and analysis, Academic Press, London, New York.

Lie U., Kelley C.J., 1970 – Benthic infauna communities of the Coast of Washington and in Puget Sound. Identification and distribution of the communities. *J. Fish. Res. Bat. Canada*, 27 (4): 621-651.

Lie U., Kisker S.D., 1970 – Species composition and structure of benthic Infauna Communities of the Coast of Washington. *J. Fish. Res. Bat. Canada*, 27 (12): 2273-2285.

Lloyd M., Ghelardi R.J., 1964 – A table for calculating the “equitability” component of species diversity. *J. Anim. Ecol.* 33: 217-225.

Looman J., Campbell J.B., 1960 – Adaptation of Sørensen K (1948) for estimating unit affinities in prairie vegetation. *Ecology* 41: 409-416.

MacArthur R., Connel J., 1970 - Biologia populațiilor, Ed. Științifică, București.

Magurran A.E., 1987 – Ecological Diversity and its Measurements, Princeton University Press, New Jersey.

Mehnhnick E.F., 1964 – A comparison of some species diversity indices applied to field insects, *Ecology*, 45.

Morisita M., 1959 – Measuring of interspecific associationn and similarity between communities. *Mem. Fac. Sci. Kyushu Univ. Ser. E. Biol.* 3: 65-80.

Mountford M.D., 1962 – An index of similarity and its application to classificatory problems, in P W. Murphy (ed) Progress in Soil Science, Butterworth, London, 43-50.

Mureșan P., 1980 – Manual de statistică sanităă, Ed. Medicală, București.

Murdoch W.W., Evans F.C., Peterson C.H., 1972 – Diversity and pattern in plants and insects. *Ecology*, 53(5): 819-829.

Mustață Gh., 1992 – Lucrări practice de hidrobiologie, Fasc.I-II, Ed. Univ. “Al.I.Cuza” Iași,

Nauchaline J., 1972 - Assessing similarity between samples of plankton, *J.Mar. Biol. Ass. India* 14 (1): 26-41.

Odum E.P., 1971 – Fundamentals of Ecology, W.B. Saunders Company, Philadelphia, Toronto.

Oltean M., 1984 – Un indice liniar de diversitate utilizat în ecologie, *Ocrot. Nat. Med. Inc.* 28(1): 45-47, Ed. Academiei, București

Petrov K.M., 1961 – Biotzenozy ryhlyh grunntov Tchernomorskoi tchasti podvodnogo sklona Tamenskogo Poluostrova. *Zool. Zhurn. Akad. Nauk. SSSR*, 40 (3): 318-325.

Pianka E.R., 1966 – Latitudinal gradients in species diversity: a review of concepts. *The American Naturalist*, 100: 33-46.

Pianka E.R., 1983 – Evolutionary Ecology, Harper and Row Pbl., New York.

Pielou E.C., 1966 – The measurement of diversity in different types of biological collections. *J. Theor. Biol.* 13: 131-144.

Pop I., 1979 - Biogeografia ecologică, Vol I - II, Ed. Dacia, Cluj-Napoca.

Popescu St., 1981 - Ritmurile biopsihice și omul modern, Ed. Științifică și Enciclopedică, București.

Pușcașu S. (Red.), 1988 – Metodica executării observațiilor hidrometeorologice în Marina Militară. Comandamentul Marinei Militare, Constanța: 163 pp.

Raabe E.W., 1952 – Über der "Affinitätswert" in der Pflanzensoziologie. *Vegetatio*, Haag 4: 53-68.

Reyment R.A., 1971 – Introduction to quantitative paleoecology. Elsevier Pbl. Co. Amsterdam, London, New York.

Ricklefs R.E., Schlüter D., 1993 - Species diversity: Regional and historical influences, in Ricklefs R.E., Schlüter D. (Eds.), Species Diversity in Ecological Communities: Historical and Geographical Perspectives, Univ. of Chicago Press.

Rohlf F.I., Sokal R.R., 1969 – Statistical tables, W.H. Freeman & Co., San Francisco.

Rudsakov I.A., 1964 – The use of diversity indices in the hidrobiological investigations. *Trud. Inst. Okean. Ak. Nauk. SSSR* LXV: 3-15.

Sanders L.H., 1968 – Marine Benthic Diversity: a comparative study. *The American Naturalist* 102 (925): 243-282.

Simionescu Viorica, 1984 - Lucrări Practice de Ecologie, Tipogr. Univ. "Al.I.Cuza" Iași

Simpson E.H., 1949 – Measurement of diversity. *Nature* 163: 668.

Smurov A.V., 1975 – New statistical spatial distribution and its application to ecological research. *Zool. Zhurn.* LIV (2): 283-289.

Snedecor W.G., Cochran G.W., 1968 - Metode statistice aplicate în cercetările de agricultură și biologie, Ed. Didactică și Pedagogică, București.

Sokal R.R., Sneath P.M., 1963 - Principles of numerical taxonomy. W.F. Freeman and Co., San Francisco and London.

Sokal R.R., Rohlf F., 1981 - Biometry W.F. Freeman and Co., San Francisco.

Sørensen T., 1948 – A method of stabilizing groups of equivalent amplitude in plant sociology based on the similarity of species content and its application to analysis of the vegetation of Danish commons. *Biol. Skr.* 5(4): 1-34.

Southwood T.R.E., 1968 – Ecological Methods with particular references to the study of Insect Populations, Methuen & Co. Ltd., London.

Steflea D., 1984 - Reflectări cronobiologice în medicină, Ed. Medicală, București

Steinbach M., 1961 - Prelucrarea statistică în medicină și biologie, Ed. Academiei, București

Stugren B., (coordonator), 1982 - Probleme moderne de ecologie, Ed. Științifică și Enciclopedică, București

Stugren B., 1982 - Bazele Ecologiei generale, Ed. Științifică și Enciclopedică, București

Stugren B., 1994 - Ecologie generală, Ed. Sarmis, Cluj-Napoca

Stugren B., Ecologie generală, Ed. Didactică și Pedagogică, București, 1975

Stugren B., Tomescu N., Robert A., 1978 - Lucrări practice de ecologie, Tipogr. Univ. "Babeș-Bolyai" Cluj-Napoca.

Tait R.V., Dipper F.A., 1998 – Elements of Marine Ecology, 4th Ed., Butterworth-Heinnan, Oxford, UK.

Volenweider R.A., 1968 – A manual on methods for measuring primary production in aquatic environments. IBP Handbook No.12, Blackwell Scientific Publications, Oxford: 213 pp.

Vorobiev V.P., 1949 – Benthos Azovskogo Morja. *Trud. Az. Tcher. N.I.R.O.*, 13, 193 pp.

Wetzel G.R., Likens G.E., 1991 – Limnological Analyses 2nd Ed, Springer Verlag, New York, Berlin, Heidelberg, London, Paris, Hong-Kong, Barcelona, Budapest.

Whittaker R.H., 1977 – Evolution of species diversity in land communities, in *Evolutionary Biology*. Vol. 10: 1-64, M.K.Hecht, W.C.Steere, B.Wallace Eds, Plenum, New York.

Wilhm T.L., 1968 – Use of biomass units in Shannnon's formula. *Ecology* 49 (1): 153-156.

Williams W.T., Dale M.B., 1965 – Fundamental problems in numerical taxonomy. *Adv. Lect. Res.* 2: 35-68.

X X X , 1969 - Handbook of statistics, National Forestry Bureau, USA.

X X X – UNESCO (Editor), 1976 – Zooplankton fixation and preservation. The UNESCO Press, Paris, 350 pp.

X X X – UNESCO (Editor), 1968 – Zooplankton sampling. The UNESCO Press, Paris, 174 pp.

X X X, 1999 - Oxford – Dicționar de Biologie, Univers Enciclopedic, București 1999: 480 pp.

Distribuția parametrului t G.L. – grade de libertate.

G.L.	0.50	0.10	0.05	0.02	0.01
1	1.000	6.34	12.71	31.82	63.66
2	0.816	2.92	4.30	6.96	9.92
3	0.765	2.35	3.18	4.54	5.84
4	0.741	2.13	2.78	3.75	4.60
5	0.727	2.02	2.57	3.36	4.03
6	0.718	1.94	2.45	3.14	3.71
7	0.711	1.90	2.36	3.00	3.50
8	0.706	1.86	2.31	2.90	3.36
9	0.703	1.83	2.26	2.82	3.25
10	0.700	1.81	2.23	2.76	3.17
11	0.697	1.80	2.20	2.72	3.11
12	0.695	1.78	2.18	2.68	3.06
13	0.694	1.77	2.16	2.65	3.01
14	0.692	1.76	2.14	2.62	2.98
15	0.691	1.75	2.13	2.60	2.95
16	0.690	1.75	2.12	2.58	2.92
17	0.689	1.74	2.11	2.57	2.90
18	0.688	1.73	2.10	2.55	2.88
19	0.688	1.73	2.09	2.54	2.86
20	0.687	1.72	2.09	2.53	2.81
21	0.686	1.72	2.08	2.52	2.83
22	0.686	1.72	2.07	2.51	2.82
23	0.685	1.71	2.07	2.50	2.81
24	0.685	1.71	2.06	2.49	2.80
25	0.684	1.71	2.06	2.48	2.79
26	0.684	1.71	2.06	2.48	2.78
27	0.684	1.70	2.05	2.47	2.77
28	0.683	1.70	2.05	2.47	2.76
29	0.683	1.70	2.04	2.46	2.76
30	0.683	1.70	2.04	2.46	2.75
35	0.682	1.69	2.03	2.44	2.72
40	0.681	1.68	2.02	2.42	2.71
45	0.680	1.68	2.02	2.41	2.69
50	0.679	1.68	2.01	2.40	2.68
60	0.678	1.67	2.00	2.39	2.66
∞	0.674	1.64	1.96	2.33	2.58

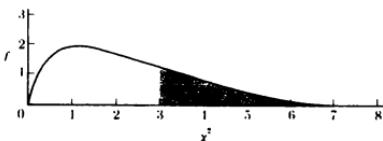
Tabelul distribuției e^{-m} pentru diferite valori de m .

m	e^{-m}										
0.00	1.000	0.50	0.607	1.00	0.368	1.50	0.223	2.00	0.135	2.50	0.082
0.01	0.990	0.51	0.601	1.01	0.364	1.51	0.221	2.01	0.134	2.51	0.081
0.02	0.980	0.52	0.595	1.02	0.361	1.52	0.219	2.02	0.133	2.52	0.081
0.03	0.970	0.53	0.589	1.03	0.357	1.53	0.217	2.03	0.131	2.53	0.080
0.04	0.961	0.54	0.583	1.04	0.353	1.54	0.214	2.04	0.130	2.54	0.079
0.05	0.951	0.55	0.577	1.05	0.350	1.55	0.212	2.05	0.129	2.55	0.078
0.06	0.942	0.56	0.571	1.06	0.346	1.56	0.210	2.06	0.128	2.56	0.077
0.07	0.932	0.57	0.566	1.07	0.343	1.57	0.208	2.07	0.126	2.57	0.077
0.08	0.923	0.58	0.560	1.08	0.340	1.58	0.206	2.08	0.125	2.58	0.076
0.09	0.914	0.59	0.554	1.09	0.336	1.59	0.204	2.09	0.124	2.59	0.075
0.10	0.905	0.60	0.549	1.10	0.333	1.60	0.202	2.10	0.123	2.60	0.074
0.11	0.896	0.61	0.543	1.11	0.330	1.61	0.200	2.11	0.121	2.61	0.074
0.12	0.887	0.62	0.538	1.12	0.326	1.62	0.198	2.12	0.120	2.62	0.073
0.13	0.878	0.63	0.533	1.13	0.323	1.63	0.196	2.13	0.119	2.63	0.072
0.14	0.868	0.64	0.527	1.14	0.320	1.64	0.194	2.14	0.118	2.64	0.071
0.15	0.861	0.65	0.522	1.15	0.317	1.65	0.192	2.15	0.117	2.65	0.071
0.16	0.852	0.66	0.517	1.16	0.313	1.66	0.190	2.16	0.115	2.66	0.070
0.17	0.844	0.67	0.512	1.17	0.310	1.67	0.188	2.17	0.114	2.67	0.069
0.18	0.835	0.68	0.507	1.18	0.307	1.68	0.186	2.18	0.113	2.68	0.069
0.19	0.827	0.69	0.502	1.19	0.304	1.69	0.185	2.19	0.112	2.69	0.068
0.20	0.819	0.70	0.497	1.20	0.301	1.70	0.183	2.20	0.111	2.70	0.067
0.21	0.811	0.71	0.492	1.21	0.298	1.71	0.181	2.21	0.110	2.71	0.067
0.22	0.803	0.72	0.487	1.22	0.295	1.72	0.179	2.22	0.109	2.72	0.066
0.23	0.795	0.73	0.482	1.23	0.292	1.73	0.177	2.23	0.108	2.73	0.065
0.24	0.787	0.74	0.477	1.24	0.269	1.74	0.176	2.24	0.107	2.74	0.065
0.25	0.779	0.75	0.472	1.25	0.287	1.75	0.174	2.25	0.105	2.75	0.064
0.26	0.771	0.76	0.468	1.26	0.204	1.76	0.172	2.26	0.104	2.76	0.063
0.27	0.763	0.77	0.463	1.27	0.281	1.77	0.170	2.27	0.103	2.77	0.063
0.28	0.765	0.78	0.458	1.28	0.278	1.78	0.169	2.28	0.102	2.78	0.062
0.29	0.748	0.79	0.454	1.29	0.275	1.79	0.167	2.29	0.101	2.79	0.061
0.30	0.741	0.80	0.449	1.30	0.273	1.80	0.165	2.30	0.100	2.80	0.061
0.31	0.733	0.81	0.445	1.31	0.270	1.81	0.164	2.31	0.099	2.81	0.060
0.32	0.726	0.82	0.440	1.32	0.267	1.82	0.162	2.32	0.098	2.82	0.060
0.33	0.719	0.83	0.463	1.33	0.265	1.83	0.160	2.33	0.097	2.83	0.059
0.34	0.712	0.84	0.432	1.34	0.262	1.84	0.159	2.34	0.096	2.84	0.058
0.35	0.705	0.85	0.427	1.35	0.259	1.85	0.157	2.35	0.095	2.85	0.058
0.36	0.698	0.86	0.423	1.36	0.257	1.86	0.156	2.36	0.094	2.86	0.057
0.37	0.691	0.87	0.419	1.37	0.254	1.87	0.154	2.37	0.094	2.87	0.057
0.38	0.684	0.88	0.415	1.38	0.252	1.88	0.153	2.38	0.093	2.88	0.056
0.39	0.677	0.89	0.411	1.39	0.249	1.89	0.151	2.39	0.092	2.89	0.056
0.40	0.670	0.90	0.407	1.40	0.247	1.90	0.150	2.40	0.091	2.90	0.055
0.41	0.664	0.91	0.403	1.41	0.244	1.91	0.148	2.41	0.090	2.91	0.055
0.42	0.657	0.92	0.399	1.42	0.242	1.92	0.147	2.42	0.089	2.92	0.054
0.43	0.651	0.93	0.395	1.43	0.239	1.93	0.145	2.43	0.088	2.93	0.053
0.44	0.644	0.94	0.391	1.44	0.237	1.94	0.144	2.44	0.087	2.94	0.053
0.45	0.638	0.95	0.387	1.45	0.235	1.95	0.142	2.45	0.086	2.95	0.052
0.46	0.631	0.96	0.383	1.46	0.232	1.96	0.141	2.46	0.085	2.96	0.052
0.47	0.625	0.97	0.373	1.47	0.230	1.97	0.139	2.47	0.085	2.97	0.051
0.48	0.619	0.98	0.375	1.48	0.228	1.98	0.138	2.48	0.084	2.98	0.051
0.49	0.613	0.99	0.372	1.49	0.225	1.99	0.137	2.49	0.083	2.99	0.050
0.50	0.607	1.00	0.368	1.50	0.223	2.00	0.135	2.50	0.082	3.00	0.050

Valorile critice ale distribuției chi-pătrat (χ^2)

Valorile distribuției χ^2 sunt de regulă trecute în tabele ca cel de mai jos. Un astfel de tabel furnizează valorile critice pentru distribuția lui χ^2 pentru grade de libertate $r = 1$ până la 100 cu pasul de 1. Punctele de procentaj date corespund cu $\alpha = 0.995, 0.975, 0.9, 0.1, 0.05, 0.025, 0.01, 0.005$ și reprezintă aria la dreapta valorii critice a lui chi-pătrat într-un sir de distribuție, așa cum se vede din figură. valorile critice ale lui χ^2 sunt date până la trei valori zecimale semnificative, cu excepția cazurilor în care $\chi^2 > 100$ și când ele sunt date până la două valori zecimale semnificative.

Pentru a găsi valoarea critică a lui χ^2 pentru un număr dat de grade de libertate căutăm în coloana stângă (argumentul) a tabelului și scoatem valoarea dorită a lui χ^2 în acel rând. De exemplu, pentru 8 grade de libertate $\chi^2_{0,5}[8] = 15,507$ și $\chi^2_{0,1}[8] = 20,090$. Ultima valoare indică faptul că 1% din aria distribuției lui χ^2 pentru 8 grade de libertate se afă la dreapta valorii lui $\chi^2 = 20,090$. Pentru valorile lui $r > 100$ calculați valori aproximative critice ale lui χ^2 cu formula după cum urmează: $\chi^2_{\alpha}[\infty] = \frac{1}{2} (t_{2, \alpha}[\infty] + \sqrt{2r - 1})^2$ unde $t_{2, \alpha}[\infty]$ poate fi căutat în tabelul Q. Astfel $\chi^2_{0,05}[120]$ este calculat ca $= \frac{1}{2} (t_{0,10}[\infty] + \sqrt{240 - 1})^2 = 146,284$.



Tabelul valorilor distribuției chi-pătrat

v/ă	0,995	0,975	0,9	0,5	0,1	0,05	0,025	0,01	0,005
1.	0,000	0,000	0,016	0,455	2,706	3,841	5,024	6,633	7,879
2.	0,010	0,051	0,211	1,386	4,605	5,991	7,378	9,210	10,597
3.	0,072	0,216	0,584	2,366	6,251	7,815	9,348	11,345	12,838
4.	0,207	0,484	1,064	3,357	7,779	9,488	11,143	13,277	14,860
5.	0,412	0,813	1,610	4,351	9,236	11,070	12,832	15,086	16,750
6.	0,676	1,237	2,204	5,348	10,645	12,529	14,449	16,812	18,548
7.	0,989	1,690	2,833	6,346	12,017	14,067	16,013	18,475	20,278
8.	1,344	2,180	3,490	7,344	13,362	15,507	17,535	20,090	21,955
9.	1,735	2,700	4,168	8,343	14,684	16,919	19,023	21,666	23,589
10.	2,156	3,247	4,865	9,324	15,987	18,307	20,483	23,209	25,188
11.	2,603	3,816	5,578	10,341	17,275	19,675	21,920	24,725	26,757
12.	3,074	4,404	6,304	11,340	18,549	21,026	23,337	26,217	28,300
13.	3,565	5,009	7,042	12,340	19,812	22,362	24,736	27,688	29,819
14.	4,075	5,629	7,790	13,339	21,064	23,685	26,119	29,141	31,319
15.	4,601	6,262	8,547	14,339	22,307	24,996	27,448	30,578	32,301
16.	5,142	6,908	9,312	15,338	23,542	26,296	28,845	32,000	34,267
17.	5,697	7,564	10,085	16,338	24,769	27,587	30,191	33,409	35,718
18.	6,265	8,231	10,865	17,338	25,989	28,869	31,526	34,805	37,156
19.	6,844	8,907	11,651	18,338	27,204	30,144	32,852	36,191	38,582
20.	7,434	9,591	12,443	19,337	28,412	31,410	34,170	37,566	39,997
21.	8,304	10,283	13,240	20,337	29,615	32,670	35,479	38,932	41,401
22.	8,643	10,982	14,042	21,337	30,813	33,924	36,781	40,289	42,796
23.	9,260	11,688	14,848	22,337	32,007	35,172	38,076	41,638	44,181
24.	9,886	12,401	15,659	23,337	33,196	36,415	39,364	42,980	45,558
25.	10,520	13,120	16,483	24,337	34,382	37,652	40,646	44,314	46,928
26.	11,160	13,844	17,292	25,336	35,563	38,885	41,923	45,642	48,290
27.	11,808	14,573	18,114	26,336	36,741	40,113	43,194	46,963	49,645
28.	12,461	15,308	18,939	27,336	37,916	41,337	44,461	48,278	50,993
29.	13,121	16,047	19,768	28,336	39,088	42,557	45,722	49,588	52,336
30.	13,787	16,791	20,599	29,336	40,256	43,773	46,979	50,829	53,672
31.	14,458	17,539	21,434	30,336	41,422	44,985	48,232	52,191	55,003
32.	15,134	18,291	22,271	31,336	42,585	46,194	49,480	53,486	56,329
33.	15,815	19,047	23,110	32,336	43,745	47,400	50,725	54,776	57,649
34.	16,501	19,806	23,952	33,336	44,903	48,602	51,966	56,061	58,968
35.	17,192	20,569	24,797	34,336	46,059	49,802	53,203	57,342	60,275
36.	17,887	21,336	25,643	35,336	47,212	50,998	54,437	58,619	61,582
37.	18,586	22,106	26,492	36,335	48,363	52,192	55,668	59,892	62,884
38.	19,289	22,878	27,343	37,335	49,513	53,384	56,896	61,162	64,182
39.	19,996	23,654	28,196	38,335	50,660	54,572	58,120	62,428	65,476
40.	20,707	24,433	29,051	39,335	51,805	55,758	59,342	63,691	66,766
41.	21,421	25,215	29,907	40,335	52,949	56,942	60,561	64,950	68,053
42.	22,138	25,999	30,765	41,335	54,090	58,124	61,777	66,206	69,336
43.	22,859	26,785	31,625	42,335	55,230	59,304	62,990	67,549	70,616
44.	23,584	27,575	32,487	43,335	56,369	60,481	64,202	68,710	71,893
45.	24,311	28,366	33,350	44,335	57,505	61,656	65,410	69,957	73,166
46.	25,042	29,160	34,215	45,335	58,641	62,830	66,617	71,201	74,437
47.	25,775	29,596	35,081	46,335	59,774	64,001	67,821	72,443	75,704
48.	26,511	30,755	35,949	47,335	60,907	65,171	69,023	73,683	76,969
49.	27,249	31,555	36,818	48,335	62,038	66,339	70,222	74,919	78,231
50.	27,991	32,357	36,689	49,335	63,167	67,505	71,420	76,154	79,490

v/á	0,995	0,975	0,9	0,5	0,1	0,05	0,025	0,01	0,005
51.	28.735	33.162	38.560	50.335	64.295	68.669	72.616	77.386	80.747
52.	29.481	33.968	39.433	51.335	65.422	69.832	73.810	78.616	82.001
53.	30.230	34.776	40.308	52.335	66.548	70.993	75.002	79.843	83.253
54.	30.981	35.586	41.183	53.335	67.673	72.153	76.192	81.069	84.502
55.	31.735	36.398	42.060	54.335	68.796	73.331	77.380	82.292	85.749
56.	32.490	37.212	42.937	55.335	69.918	74.468	78.567	83.513	86.994
57.	33.248	38.027	43.816	56.335	71.040	75.624	79.752	84.733	88.237
58.	34.008	38.844	44.696	57.335	72.160	76.778	80.963	85.950	89.477
59.	34.770	39.662	45.577	58.335	73.279	77.931	82.117	87.166	90.715
60.	35.534	40.482	46.459	59.335	74.397	79.082	83.298	88.379	91.952
61.	36.300	41.303	47.324	60.335	75.514	80.232	84.476	89.591	93.186
62.	37.068	42.126	48.226	61.335	76.630	81.381	85.654	90.802	94.419
63.	37.838	42.950	49.111	62.335	77.745	82.529	86.830	92.010	95.649
64.	38.610	43.776	49.996	63.335	78.860	83.675	88.004	93.217	96.878
65.	39.383	44.603	50.883	64.335	79.973	84.821	89.117	94.422	98.105
66.	40.158	45.431	51.770	65.335	81.085	85.965	90.349	95.626	99.331
67.	40.935	46.261	52.659	66.335	82.197	87.108	91.519	96.828	100.55
68.	41.713	47.092	53.548	67.334	83.308	88.250	92.689	98.028	101.78
69.	42.494	47.924	54.438	68.334	84.418	89.391	93.856	99.228	103.00
70.	43.275	48.758	55.329	69.334	85.527	90.531	95.023	100.43	104.21
71.	44.058	49.592	56.221	70.334	86.635	91.670	96.189	101.62	105.43
72.	44.843	50.428	57.113	71.334	87.743	92.808	97.353	102.82	106.65
73.	45.629	51.265	58.006	72.334	88.850	93.945	98.516	104.01	107.86
74.	46.417	52.103	58.900	73.334	89.956	95.081	99.678	105.20	109.07
75.	47.206	52.942	59.975	74.334	91.061	96.217	100.84	106.39	110.29
76.	47.997	53.782	60.690	75.334	92.166	97.351	102.00	107.59	111.50
77.	48.788	54.623	61.586	76.334	93.270	98.484	103.16	108.77	112.70
78.	49.582	55.466	62.483	77.334	94.373	99.617	104.32	109.96	113.91
79.	50.376	56.309	63.380	78.334	95.476	100.75	105.47	111.14	115.12
80.	51.172	57.153	64.278	79.334	96.578	101.88	106.63	112.33	116.32
81.	51.969	57.998	65.176	80.334	97.680	103.01	107.78	113.51	117.52
82.	52.767	58.845	66.076	81.334	98.780	104.14	108.94	114.69	118.73
83.	53.567	59.692	66.976	82.334	99.880	105.27	110.09	115.88	119.93
84.	54.368	60.540	67.876	83.334	100.98	106.39	111.24	117.06	121.13
85.	55.170	61.389	68.777	84.334	102.08	107.52	112.39	118.24	122.32
86.	55.973	62.239	69.679	85.334	103.18	108.65	113.54	119.41	123.52
87.	56.777	63.089	70.581	86.334	104.28	109.77	114.69	120.59	124.72
88.	57.582	63.941	71.484	87.334	105.37	110.90	115.84	121.77	125.91
89.	58.389	64.793	72.387	88.334	106.47	112.02	116.99	122.94	127.11
90.	59.196	65.647	73.291	89.334	107.56	113.15	118.14	124.12	128.30
91.	60.005	66.501	74.196	90.334	108.66	114.27	119.28	125.29	129.49
92.	60.815	67.356	75.101	91.334	109.76	115.39	120.43	126.46	130.68
93.	61.625	68.211	76.006	92.334	110.85	116.51	121.57	127.63	131.87
94.	62.437	69.068	76.912	93.334	111.94	117.63	122.72	128.80	133.06
95.	63.250	69.925	77.818	94.334	113.04	118.75	123.86	129.97	134.25
96.	64.063	70.783	78.725	95.334	114.13	119.87	125.00	131.14	135.43
97.	64.878	71.642	79.633	96.334	115.22	120.99	126.14	132.31	136.62
98.	65.694	72.501	80.581	97.334	116.32	122.11	127.28	133.48	137.80
99.	66.510	73.361	81.449	98.334	117.41	123.23	128.42	134.64	138.99
100.	67.328	74.222	82.358	99.334	118.50	124.34	129.56	135.81	140.17

Funcția exponențială e^x

Acest tabel furnizează funcția exponențială e^x pentru x variind între 0 și 1 cu pasul de 0,001.

Utilizarea tabelului se face în modul următor: dacă intenționăm să căutăm o valoare în acest tabel – să presupunem $e^{-0,507}$, o vom căuta în rândul 0,500 și coloana marcată în capetele tabelului cu cifra 7, din care rezultă o funcție de 0,60230. Destul de frecvent este necesar să fie căutate valori de e^x unde x este mai mare decât 1 și care nu pot fi găsite în tabel. În acest caz, căutarea se va face utilizând elemente de algebră elementară $(a^x)(a^y) = a^{(x+y)}$. În felul acesta se poate afla valoarea $e^{-2,561}$, înmulțind $(e^{-1})(e^{-1})$ $= (0,36788)^2 \times (0,57064) = 0,077228$. Funcția exponențială e^x este utilizată în calcularea frecvențelor așteptate pentru distribuția Poisson în care este calculat pentru a egală media distribuției.

X	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	X
000	1.00000	1.99900	1.99800	1.99700	1.99601	1.99501	1.99402	1.99302	1.99203	1.99104	000
010	1.99005	1.98906	1.98807	1.98708	1.98610	1.98511	1.98413	1.98314	1.98216	1.98118	010
020	1.98020	1.97922	1.97824	1.97726	1.97629	1.97591	1.97434	1.97336	1.97239	1.97142	020
030	1.97045	1.96948	1.96851	1.96754	1.96657	1.96561	1.96464	1.96368	1.96271	1.96175	030
040	1.96079	1.95983	1.95887	1.95791	1.95695	1.95600	1.95504	1.95409	1.95313	1.95218	040
050	1.95123	1.95028	1.94933	1.94838	1.94743	1.94649	1.94554	1.94459	1.94365	1.94271	050
060	1.94176	1.94082	1.93988	1.93894	1.93800	1.93707	1.93613	1.93520	1.93426	1.93333	060
070	1.93239	1.93146	1.93053	1.92960	1.92867	1.92774	1.92682	1.92589	1.92496	1.92404	070
080	1.92312	1.92219	1.92127	1.92035	1.91943	1.91851	1.91759	1.91668	1.91576	1.91485	080
090	1.91393	1.91032	1.91211	1.91119	1.91028	1.90937	1.90846	1.90756	1.90665	1.90574	090
100	1.90484	1.90393	1.90303	1.90213	1.90123	1.90032	1.89942	1.89853	1.89763	1.89673	100
110	1.89583	1.89494	1.89404	1.89315	1.89226	1.89137	1.89048	1.88959	1.88870	1.88781	110
120	1.88692	1.89603	1.88515	1.88420	1.88336	1.88250	1.88161	1.88073	1.87985	1.87897	120
130	1.87810	1.87722	1.87634	1.87547	1.87459	1.87327	1.87284	1.87197	1.87110	1.87023	130
140	1.86936	1.86849	1.86762	1.86675	1.86589	1.86502	1.86416	1.86329	1.86243	1.86157	140
150	1.86071	1.85985	1.85899	1.85813	1.85727	1.85642	1.85556	1.85470	1.85385	1.85300	150
160	1.85214	1.85129	1.85044	1.84959	1.84874	1.84789	1.84705	1.84620	1.84535	1.84451	160
170	1.84366	1.84282	1.84198	1.84114	1.84030	1.83946	1.83862	1.83778	1.83694	1.83611	170
180	1.83527	1.83444	1.83360	1.83277	1.83194	1.83110	1.83027	1.82944	1.82861	1.82779	180
190	1.82696	1.82613	1.82531	1.82448	1.82363	1.82283	1.82201	1.82119	1.82037	1.81955	190
200	1.81873	1.81791	1.81709	1.81616	1.81546	1.81465	1.81383	1.81302	1.81221	1.81140	200
210	1.81058	1.80977	1.80896	1.80816	1.80735	1.80654	1.80574	1.80493	1.80413	1.80332	210
220	1.80525	1.80172	1.80092	1.80011	1.79932	1.79852	1.79772	1.79629	1.79612	1.79533	220
230	1.79453	1.79374	1.79295	1.79215	1.79136	1.79057	1.78978	1.78899	1.78820	1.78741	230
240	1.78663	1.78584	1.78506	1.78427	1.78349	1.78270	1.78192	1.78114	1.78036	1.77958	240
250	1.77880	1.77802	1.77724	1.77647	1.77569	1.77492	1.77414	1.77337	1.77260	1.77182	250
260	1.77105	1.77028	1.76951	1.76874	1.76797	1.76721	1.76644	1.76567	1.76491	1.76414	260
270	1.76338	1.76262	1.76185	1.76109	1.76033	1.75957	1.75881	1.75805	1.75730	1.75654	270
280	1.75578	1.75503	1.75427	1.75352	1.75277	1.75201	1.75126	1.75051	1.74976	1.74901	280
290	1.74826	1.74752	1.74677	1.74602	1.74528	1.74453	1.74379	1.74304	1.74230	1.74156	290
300	1.74082	1.74008	1.73934	1.73860	1.73786	1.73712	1.73639	1.73565	1.73492	1.73418	300
310	1.73345	1.73271	1.73198	1.73125	1.73052	1.72979	1.72906	1.72833	1.72760	1.72686	310
320	1.72615	1.72542	1.72470	1.72397	1.72325	1.72253	1.72181	1.72108	1.72036	1.71964	320
330	1.71829	1.71821	1.71749	1.71677	1.71605	1.71534	1.71462	1.71391	1.71320	1.71248	330
340	1.71177	1.71106	1.71035	1.70964	1.70893	1.70822	1.70751	1.70691	1.70610	1.70539	340
350	1.70469	1.70398	1.70328	1.70258	1.70187	1.70117	1.70047	1.69977	1.69907	1.69837	350
360	1.69768	1.69698	1.69628	1.69559	1.69489	1.69420	1.69350	1.69281	1.69212	1.69143	360
370	1.69073	1.69004	1.68935	1.68867	1.68798	1.68729	1.68660	1.68592	1.68523	1.68455	370
380	1.68386	1.68318	1.68250	1.68181	1.68113	1.68045	1.67977	1.67909	1.67841	1.67773	380
390	1.67706	1.67638	1.67570	1.67503	1.67435	1.67368	1.67301	1.67233	1.67166	1.67099	390
400	1.67032	1.66965	1.66898	1.66831	1.66764	1.66698	1.66631	1.66564	1.66492	1.66431	400
410	1.66365	1.66299	1.66232	1.66166	1.66100	1.66034	1.65968	1.65902	1.65836	1.65770	410
420	1.65705	1.65639	1.65573	1.65508	1.65442	1.65377	1.65312	1.65246	1.65181	1.65116	420
430	1.65051	1.64986	1.64921	1.64856	1.64791	1.64726	1.64662	1.64597	1.64533	1.64468	430
440	1.64404	1.64339	1.64275	1.64211	1.64147	1.64082	1.64018	1.63954	1.63890	1.63827	440
450	1.63763	1.63699	1.63635	1.63572	1.63508	1.63445	1.63381	1.63318	1.63255	1.63192	450
460	1.63128	1.63065	1.63002	1.62939	1.62876	1.62814	1.62751	1.62688	1.62625	1.62563	460
470	1.62500	1.62438	1.62375	1.62313	1.62251	1.62189	1.62126	1.62064	1.62002	1.61940	470
480	1.61878	1.61916	1.61755	1.61693	1.61631	1.61570	1.61508	1.61447	1.61385	1.61324	480
490	1.61263	1.61201	1.61140	1.61079	1.61018	1.60957	1.60896	1.60835	1.60774	1.60714	490

X	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	X
500	1.60653	1.60592	1.60532	1.60471	1.60411	1.60351	1.60290	1.60230	1.60170	1.60110	500
510	1.60050	1.59990	1.59930	1.59870	1.59810	1.59750	1.59690	1.59631	1.59571	1.59512	510
520	1.59452	1.59393	1.59333	1.59274	1.59215	1.59156	1.59096	1.59037	1.58978	1.58919	520
530	1.58860	1.58802	1.58743	1.58684	1.58626	1.58567	1.58508	1.58450	1.58391	1.58333	530
540	1.58275	1.58217	1.58158	1.58100	1.58042	1.57984	1.57926	1.57868	1.57810	1.57753	540
550	1.57695	1.57637	1.57580	1.57522	1.57465	1.57407	1.57350	1.57293	1.57235	1.57178	550
560	1.57121	1.57064	1.57007	1.56950	1.56893	1.56836	1.56779	1.56722	1.56666	1.56609	560
570	1.56553	1.56496	1.56440	1.56383	1.56327	1.56270	1.56214	1.56158	1.56102	1.56046	570
580	1.55990	1.55934	1.55878	1.55822	1.55766	1.55711	1.55655	1.55599	1.55544	1.55488	580
590	1.55433	1.55377	1.55322	1.55267	1.55211	1.55156	1.55101	1.55046	1.54991	1.54936	590
600	1.54881	1.54826	1.54772	1.54717	1.54662	1.54607	1.54553	1.54498	1.54444	1.54389	600
610	1.54335	1.54281	1.54227	1.54172	1.54118	1.54064	1.54010	1.53956	1.53902	1.53848	610
620	1.53794	1.53741	1.53687	1.53633	1.53580	1.53562	1.53473	1.53419	1.53366	1.53312	620
630	1.53259	1.53206	1.53153	1.53100	1.53047	1.52994	1.52941	1.52888	1.52835	1.52782	630
640	1.52729	1.52677	1.52624	1.52571	1.52519	1.52466	1.52414	1.52361	1.52309	1.52257	640
650	1.52205	1.52152	1.52100	1.52048	1.51998	1.51944	1.51892	1.51840	1.51789	1.51737	650
660	1.51685	1.51633	1.51582	1.51530	1.51479	1.51427	1.51376	1.51325	1.51273	1.51222	660
670	1.51171	1.51120	1.51069	1.51018	1.50967	1.50916	1.50865	1.50814	1.50763	1.50712	670
680	1.50662	1.50600	1.50560	1.50510	1.50459	1.50409	1.50359	1.50308	1.50258	1.50208	680
690	1.50158	1.50107	1.50057	1.50007	1.49957	1.49907	1.49858	1.49808	1.49758	1.49708	690
700	1.49659	1.49609	1.49559	1.49510	1.49460	1.49411	1.49361	1.49312	1.49263	1.49214	700
710	1.49164	1.49115	1.49066	1.49017	1.48968	1.48919	1.48870	1.48821	1.48773	1.48724	710
720	1.48675	1.48627	1.48578	1.48529	1.48481	1.48432	1.48384	1.48336	1.48287	1.48239	720
730	1.48191	1.48143	1.48095	1.48047	1.47999	1.47951	1.47903	1.47885	1.47807	1.47759	730
740	1.47711	1.47664	1.47616	1.47568	1.47521	1.47473	1.47426	1.47379	1.47331	1.47284	740
750	1.47237	1.47189	1.47142	1.47095	1.47048	1.47001	1.46954	1.46907	1.46860	1.46813	750
760	1.46767	1.46720	1.46673	1.46627	1.46580	1.46533	1.46487	1.46440	1.46394	1.46348	760
770	1.46301	1.46255	1.46209	1.46163	1.46116	1.46070	1.46024	1.45978	1.45932	1.45886	770
780	1.45841	1.45795	1.45749	1.45703	1.45658	1.45612	1.45566	1.45521	1.45475	1.45430	780
790	1.45384	1.45339	1.45294	1.45249	1.45203	1.45158	1.45113	1.45068	1.45023	1.44978	790
800	1.44933	1.44888	1.44843	1.44798	1.44754	1.44709	1.44664	1.44619	1.44575	1.44530	800
810	1.44486	1.44441	1.44397	1.44353	1.44308	1.44264	1.44220	1.44175	1.44131	1.44087	810
820	1.44043	1.43999	1.43955	1.43911	1.43867	1.43823	1.43780	1.43736	1.43692	1.43649	820
830	1.43605	1.43561	1.43518	1.43474	1.43431	1.43387	1.43344	1.43301	1.43257	1.43214	830
840	1.43171	1.43128	1.43085	1.43042	1.42999	1.42956	1.42913	1.42870	1.42827	1.42784	840
850	1.42741	1.42699	1.42656	1.42613	1.42571	1.42528	1.42486	1.42443	1.42401	1.42359	850
860	1.42316	1.42274	1.42232	1.42189	1.42147	1.42105	1.42065	1.42021	1.41979	1.41937	860
870	1.41895	1.41853	1.41811	1.41770	1.41728	1.41686	1.41645	1.40603	1.41561	1.41520	870
880	1.41478	1.41437	1.41395	1.41354	1.41313	1.41271	1.41230	1.41189	1.41148	1.41107	880
890	1.41066	1.41025	1.40984	1.40943	1.40902	1.40861	1.40820	1.40779	1.40738	1.40698	890
900	1.40657	1.40616	1.40576	1.40535	1.40495	1.40454	1.40414	1.40373	1.40333	1.40293	900
910	1.40252	1.40212	1.40172	1.40132	1.40092	1.40052	1.40012	1.39972	1.39932	1.39892	910
920	1.39852	1.39812	1.39772	1.39733	1.39693	1.39653	1.39614	1.39571	1.39534	1.39495	920
930	1.39455	1.39416	1.39377	1.39337	1.39298	1.39259	1.39219	1.39180	1.39141	1.39102	930
940	1.39063	1.39024	1.38958	1.38946	1.38907	1.38868	1.38829	1.38790	1.38752	1.38713	940
950	1.38674	1.38635	1.38597	1.38558	1.38520	1.38481	1.38443	1.38404	1.38366	1.38328	950
960	1.38289	1.38251	1.38213	1.38175	1.38136	1.38098	1.38060	1.38022	1.37984	1.37946	960
970	1.37908	1.37870	1.37833	1.37795	1.37757	1.37719	1.37682	1.37644	1.37606	1.37569	970
980	1.37531	1.37494	1.37456	1.37419	1.37381	1.37344	1.37307	1.37269	1.37232	1.37195	980
990	1.37158	1.37121	1.37083	1.37046	1.37009	1.36972	1.36935	1.36898	1.36862	1.36825	990
1000	1.36786									1000	

Page 10 of 10

I.S.B.N.: 973-614-001-6